

# **Contributions in Empirical Labour Economics**

Von der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät  
der Gottfried Wilhelm Leibniz Universität Hannover  
zur Erlangung des akademischen Grades

Doktor der Wirtschaftswissenschaften  
- Doctor rerum politicarum -

genehmigte Dissertation

von

Diplom-Ökonom Christian Pfeifer  
geboren am 9. Mai 1977 in Hannover.

2007

Referent: Prof. Dr. Patrick A. Puhani

Korreferent: Prof. em. Dr. Knut Gerlach

Tag der Promotion: 28.11.2007

## **Abstract**

Six chapters analyse several topics in labour economics. Different datasets and microeconomic methods are used to get new insights into the following issues: (1) fixed-term contracts and employment adjustment, (2) works councils, collective contracts and quits, (3) fairness perceptions of layoffs, (4) wages, hierarchical levels and absenteeism, (5) medium-term development of average treatment effects on participants of a wage subsidy program, (6) comparison between propensity score matching and linear regression when estimating homogenous and heterogeneous treatment effects. Even though the used datasets are from Germany, the results contribute to international discussions on internal labour markets, industrial relations, social and organisational justice, personnel economics, and evaluation of labour market programs.

Keywords: labour economics, labour market research, microeconomics

## **Zusammenfassung**

Sechs Kapitel analysieren unterschiedliche Themengebiete der Arbeitsökonomik. Es werden verschiedene Datensätze und mikroökonomische Methoden genutzt, um neue Erkenntnisse hinsichtlich der folgenden Themen zu erhalten: (1) befristete Arbeitsverträge und Beschäftigungsanpassungen, (2) Betriebsräte, Tarifverträge und freiwillige Kündigungen, (3) Gerechtigkeitswahrnehmung von Entlassungen, (4) Löhne, Hierarchieebenen und Fehlzeiten, (5) mittelfristige Entwicklung der durchschnittlichen Teilnahmeeffekte von Teilnehmern an einem Kombilohnmodell, (6) Vergleich von Propensity Score Matching und linearer Regression bei der Ermittlung homogener und heterogener Teilnahmeeffekte. Obwohl die genutzten Datensätze aus Deutschland stammen, tragen die Ergebnisse zu internationalen Diskussionen über interne Arbeitsmärkte, Industrielle Beziehungen, soziale und organisationale Gerechtigkeit, Personalökonomik, und Evaluation von Arbeitsmarktprogrammen bei.

Schlagwörter: Arbeitsökonomik, Arbeitsmarktforschung, Mikroökonomie

# Contents

<b>I</b>	<b>Main Introduction .....</b>	<b>4</b>
<b>II</b>	<b>Fixed-Term Contracts and Employment Adjustment: An Empirical Test of the Core-Periphery Hypothesis using German Establishment Data .....</b>	<b>8</b>
1	Introduction .....	8
2	Fixed-Term Contracts in Germany .....	9
3	Theory and Hypotheses .....	12
4	Data and Econometric Models .....	15
4.1	Utilisation of Fixed-Term Contracts .....	16
4.2	Dynamic Labour Demand .....	19
5	Econometric Results.....	21
5.1	Utilisation of Fixed-Term Contracts .....	21
5.2	Dynamic Labour Demand .....	25
6	Conclusion .....	30
7	Appendix.....	32
<b>III</b>	<b>New Evidence on Works Councils, Union Bargaining and Quits in German Establishments .....</b>	<b>34</b>
1	Introduction .....	34
2	Institutional Background Information .....	35
3	Theory, Related Research Results and Hypotheses .....	37
3.1	Impact of Union Negotiated Collective Agreements .....	37
3.2	Impact of Works Councils.....	38
3.3	Interaction of Works Councils and Union Bargaining .....	40
4	Empirical Analysis .....	41
4.1	Dataset and Descriptive Statistics .....	41
4.2	Econometric Method and Variables.....	42
4.3	Determinants of Quits.....	44
4.4	Results of Robustness Checks .....	49
5	Conclusion .....	52

<b>IV</b>	<b>The Perceived Fairness of Layoffs in Germany: Participation, Compensation, or Avoidance? .....</b>	<b>53</b>
1	Introduction .....	53
2	Distributive and Procedural Justice .....	55
3	Hypotheses .....	56
4	Data and Method .....	58
5	Empirical Results .....	61
5.1	Impartial Spectator: Hypothetical Scenarios .....	61
5.2	Implicated Stakeholder: Own Experiences .....	63
6	Conclusion .....	66
7	Appendix .....	68
<b>V</b>	<b>Wages, Hierarchical Levels and Absenteeism .....</b>	<b>70</b>
1	Introduction .....	70
2	Theory and Hypotheses .....	71
2.1	Absolute Wages .....	71
2.2	Relative Wages .....	72
2.3	Hierarchical Levels .....	73
3	Data, Descriptive Statistics and Econometric Strategy .....	74
4	Econometric Results .....	78
5	Conclusion .....	86
<b>VI</b>	<b>Mikroökonomische Beschäftigungseffekte des Hamburger Kombilohnmodells (mit Uwe Jirjahn und Georgi Tsertsvadze) .....</b>	<b>88</b>
1	Einleitung .....	88
2	Das Hamburger Kombilohnmodell .....	90
3	Theoretische Aspekte .....	92
4	Methodischer Ansatz .....	96
5	Daten und Variablen .....	101
5.1	Datenquellen .....	101
5.2	Variablen für die Probit-Schätzungen .....	102

5.3	Ergebnisvariablen .....	109
6	Empirische Resultate .....	114
6.1	Determinanten der Teilnahme am Kombilohnmodell .....	114
6.2	Sozialversicherungspflichtige Beschäftigung .....	118
6.3	Ungeförderte sozialversicherungspflichtige Beschäftigung .....	128
6.4	Arbeitslosigkeit .....	129
7	Schlussbemerkungen .....	131
<b>VII</b>	<b>Homogene und heterogene Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells: Ein Verfahrensvergleich von Propensity Score Matching und OLS-Regression .....</b>	<b>136</b>
1	Einleitung .....	136
2	Methodische Ansätze zur Evaluierung: Propensity Score Matching und lineare Regression .....	138
3	Vergleich der Ergebnisse von PSM und OLS .....	142
3.1	Homogene Teilnahmeeffekte .....	142
3.2	Heterogene Teilnahmeeffekte .....	148
4	Fazit .....	157
	<b>References .....</b>	<b>159</b>

# I Main Introduction

Labour economics is a discipline which is not only theoretical but also empirical (Angrist/Krueger 1999). Since there are many different theories explaining economic behaviour of workers and firms, empirical research is needed to test those theories and to understand how labour markets work in different institutional settings. The importance of empirical contributions in labour economics can be illustrated by simply looking at the Journal of Labor Economics. Already in its first volume in 1983, 60 percent of the published papers contained results from original empirical analyses. In the tenth volume (1992), the share has increased to 70 percent. The twentieth volume (2002) of the Journal of Labour economics comprised even 76 percent empirical papers. While earlier empirical analyses were often based on time series data with small N and large T, the majority of the newer papers use micro-datasets with large N which are often more suitable to analyse individual behaviour of workers and firms (Hamermesh 2000: 373-374).

The submitted PhD thesis “*Contributions in Empirical Labour Economics*” comprises six chapters which analyse different topics in labour economics. Several micro-datasets and microeconomic methods are used to get new insights into these topics. Even though all datasets are from Germany, the results contribute to international discussions on internal labour markets, industrial relations, social and organisational justice, personnel economics, and evaluation of labour market programs.

In chapter two (“*Fixed-Term Contracts and Employment Adjustment: An Empirical Test of the Core-Periphery Hypothesis using German Establishment Data*”), fixed-term contracts (FTCs), an important feature of the employment relationship of the peripheral workforce, are analysed to test the following two hypotheses, which are based on dual labour market theory: (1) Firms use FTCs for the peripheral workforce to adjust the level of employment to the profit maximizing level in case of demand fluctuations. (2) Thanks to the utilisation of FTCs, the core workforce is less exposed to employment adjustment. Both hypotheses are supported by the results of the econometric analysis, which uses the years 2000 to 2004 of the Hannover Firm Panel. At first, I estimate the probability and the intensity of FTC utilisation. Both are positively correlated with positive changes in sales. Further, I estimate several dynamic labour demand functions,

which indicate that temporary employment is adjusted faster than non-temporary employment.

Chapter three provides “*New Evidence on Works Councils, Union Bargaining and Quits in German Establishments*”. Unsatisfied employees are likely to quit their current job if they have a better outside option. Worker codetermination and union bargaining might increase employees’ utility and make quits unnecessary. The chapter offers econometric evidence from the IAB Establishment Panel (year 2003) supporting the view that works councils, firm-level and industry-level union bargained collective agreements are correlated with fewer quits. Moreover, a strong interaction effect between both institutions exists. A possible explanation for this finding might be that works councils are more successful in expressing employees’ voices if they are backed up by unions (e.g., bargaining power, advisory and financial support). Relations between the works council and the management might also be better if distributional conflicts are solved outside the firm in union bargained collective agreements and not between the works council and the management. The results are robust to different subsamples and econometric methods.

In chapter four (“*The Perceived Fairness of Layoffs in Germany: Participation, Compensation, or Avoidance?*”), I investigate to what extent and under what circumstances layoffs are accepted in Germany. Principles of distributive justice and rules of procedural justice form the theoretical framework of the analysis. Based on this, hypotheses are generated, which are tested empirically in a telephone survey conducted among East and West Germans in 2004 (n=3036). The empirical analysis accounts for the different points of views of implicated stakeholders and impartial spectators. Key findings are: (1) The management of a company can increase the acceptance of layoffs if the employees get some participation rights. (2) For impartial spectators generous compensation for those made redundant leads to a higher degree of perceived fairness. But job alliances are not even preferred to layoffs without measures to soften the blow of job loss. (3) Implicated stakeholders accept job alliances and perceive wage cuts as fairer than layoffs. However, compensation does not have the expected impact.

“*Wages, Hierarchical Levels and Absenteeism*” are in the centre of attention in chapter five. The effects of absolute wages, relative wages and hierarchical levels on workers’



absenteeism behaviour are analysed using personnel data of a German company. Theoretical considerations contain adjustment-to-equilibrium, gift-exchange, reciprocity, efficiency wage, reference level, equity, status, and screening arguments. The econometric analysis for monthly absenteeism of fulltime white-collar workers supports the hypotheses of negative correlations between absolute wages, relative wages, hierarchical levels and absenteeism. An interesting finding is that a positive deviation from the level's average wage has a larger impact than a negative deviation which is not even significant. It seems as workers in the analysed company react rather with positive than with negative reciprocal behaviour, i.e., positive adjustments of the work effort are more important.

An important issue in empirical labour economics is the evaluation of active labour market programs (Heckman/LaLonde/Smith 1999). Chapter six investigates the "*Microeconomic Employment Effects of Temporary Wage Subsidies in Hamburg*" ("*Mikroökonomische Beschäftigungseffekte des Hamburger Kombilohnmodells*"). The aim of the wage subsidy program in Hamburg is to encourage the creation of low wage jobs for unemployed persons with poor labour market opportunities. If a firm hires an unemployed job seeker, both the employer and the employee each receive a monthly wage subsidy of 250 Euros in the first ten months in case of fulltime employment and 125 Euros in the first six months in case of part-time employment. Using datasets of the Federal Employment Agency ("Bundesagentur für Arbeit") and propensity score matching, the microeconomic employment effects of this program are evaluated. The results show that there are positive and significant average treatment effects on the treated even ten months after expiration of the subsidy. One reason for the medium-term employment effects of the temporary subsidies might be that participants accumulate human capital which increases their productivity. Another explanation is that temporary wage subsidies reduce quasi-fixed labour costs.

In chapter six, the focus is on the medium-term development of average treatment effects on the treated. The analysis only distinguishes between different program characteristics (e.g., full-time vs. part-time employment) and assumes homogeneous treatment effects otherwise. However, heterogeneous treatment effects dependent on socio-demographic characteristics are an important issue in evaluating labour market programs. Therefore, chapter seven analyses the "*Homogeneous and Heterogeneous*

*Treatment Effects of Wage Subsidies in Hamburg: A Comparison between Propensity Score Matching and OLS Regression* (“*Homogene und heterogene Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells: Ein Verfahrensvergleich von Propensity Score Matching und OLS-Regression*”). The analysis shows that the differences between both approaches are quite small and that linear regressions can be useful when analysing heterogeneous treatment effects. Overall, the estimated treatment effects are larger for persons with poor labour market opportunities (e.g., long-term unemployed). This finding indicates that the design of the employment subsidies in Hamburg works also for the targeted groups.

## **II Fixed-Term Contracts and Employment Adjustment: An Empirical Test of the Core-Periphery Hypothesis using German Establishment Data \***

### **1 Introduction**

The need for firms to adjust flexibly to demand-induced output fluctuations and the importance of employment flexibility have recently been discussed in many economic and management studies (Abraham 1988; Carlsson 1989; Hunter et al. 1993; Brodsky 1994; Houseman 2001). One instrument of employment flexibility are fixed-term contracts (FTCs). According to dual labour market theory, employees with FTCs can be interpreted as a firm's peripheral workforce, whereas a non-temporary employment relationship is a typical characteristic of the core workforce (Atkinson 1987; Kalleberg 2001; Cappelli/Neumark 2004). The core-periphery hypothesis implies that non-temporary employees gain a higher degree of job security (probability of keeping their jobs) due to the use of a flexible workforce, since temporary employment is used as a "buffer", which is adjusted to demand fluctuations (Booth/Francesconi/Frank 2002a). Moreover, the core workforce benefits from better working conditions including higher income. This should lead to lower voluntary turnover (quits) among the non-temporary employees, which results in a higher job stability (time spent on the job).

Empirical support of the core-periphery hypothesis is limited. Most prior research has focused on interviews with employers, simply asking if they use a core and a peripheral workforce and for which purpose they do so (Hunter et al. 1993; Houseman 2001). Cappelli and Neumark (2004) analyse the effect of contingent work on job security in the United States. They state that "the evidence paints a rather clear picture regarding

---

\* The study was financially supported by the State of Lower Saxony. I would like to thank Knut Gerlach, Olaf Hübler, Wolfgang Meyer, participants of the Australian Conference of Economists 2005 in Melbourne, participants of research seminars at the IAB in Nürnberg, at the Leibniz University Hannover, and at the 10<sup>th</sup> IZA Summer School for helpful comments on earlier drafts of this paper. Any remaining shortcomings are, of course, my own.

the core-periphery hypothesis because we find that contingent work and involuntary turnover of the permanent workforce are positively and significantly related, contradicting the core-periphery hypothesis” (Cappelli/Neumark 2004: 177). Pfeifer (2005a) estimates the impact of fixed-term contracts and temporary agency work on the number of layoffs and quits in German establishments. He also finds no evidence that the use of temporary employment lowers turnover among the core workforce. Therefore, other empirical strategies are used in this chapter to test the core-periphery hypothesis.

The chapter is organised as follows: In the next section, some institutional background information about fixed-term contracts (FTCs) in Germany is presented, which is accompanied by descriptive statistics about FTCs. Section three focuses on theoretical considerations and generating research hypotheses. In section four, the data and the estimation techniques are explained, which are followed by the empirical results in section five. The chapter ends with a short conclusion in section six.

## **2 Fixed-Term Contracts in Germany**

Fixed-term contracts (FTCs) in Germany were highly regulated until the introduction of the Employment Promotion Act (“Beschäftigungsförderungsgesetz”) in 1985. This legal change relaxed the former rule that the employer had to demonstrate the temporary nature of the work (by providing objective reasons such as seasonal fluctuations for example) and that FTCs had a maximum duration of only six months. The Employment Promotion Act of 1985 allowed a single FTC to last up to 18 months without justification if the employee was newly hired or if an apprentice could not be offered a regular job. In 1996, the duration of FTCs was raised to 24 months with three renewals possible within this period. Moreover, employees after finishing their apprenticeship could be employed unconditionally under FTCs and FTCs for employees older than 60 years were allowed without any restrictions on the duration. Finally, if the contract was justified by an objective reason, the aforementioned restrictions did not apply. In January 2001, the regulation of FTCs in Germany was again renewed and regulated in a single law (“Gesetz über Teilzeitarbeit und befristete Arbeitsverträge”) for the first time. The new legislation includes the prohibition of discrimination at the workplace, which

refers to equal pay and treatment. Another change affects the definition of the elderly defined as older than 58 years and more recently older than 52.

Compared with other European countries, the share of FTCs in total employment for Germany is about average. According to the European Union Workforce Census 2003, the share of FTCs in all 25 EU countries is on average 12.8 percent and in Germany it is 12.2 percent. A comparison with other major European economies shows some differences. While the UK is located at the lower end with 5.8 percent, Italy has a share of 9.5 percent and France of 12.7 percent. In Spain, nearly every third employee works under a FTC. There is some cross-country evidence that the share of temporary employment is larger in countries with higher levels of employment protection for permanent employees (OECD 2004: 86-89).

Table 1 displays the structure of FTC employment among German employees (without trainees) in 2004.<sup>1</sup> The share of FTCs in total employment is 7.7 percent. The differences between men (7.5%) and women (8.0%) as well as between blue-collar workers (7.9%) and white-collar workers (7.7%) are not worth mentioning. In West Germany, 7.1 percent of employees work under FTCs, whereas the share of FTCs in East Germany is 10.7 percent. Furthermore, 7.4 percent of Germans work under FTCs, while the share is 11.5 percent among non-Germans. The largest differences can be found between different age groups: especially younger employees work under FTCs. One reason for these differences might be the difficult labour market situation for young people, non-Germans, and in East Germany. The pressure to accept a FTC might be greater for those who are not eligible for generous unemployment benefits.

Some evidence of the reasons for being employed under a FTC is available for 2002. Overall, most contracts are fixed-term because of training purposes. However, if we exclude this training aspect, 18.5 percent work under FTCs because they could not find a permanent job, whereas only 3.7 percent of employees with FTCs do not wish to work on a permanent basis. Another important reason (17.6%) is that FTCs are used as probationary period, i.e., firms use FTCs to screen newly hired employees

---

<sup>1</sup> The data base is the German Microcensus, which is a 1%-sample of all households. As datasets with different bases are used in this section, the shares differ.

(Engellandt/Riphahn 2005). Thus, a FTC might serve as a stepping stone into permanent employment (Booth/Francesconi/Frank 2002b).

*Table 1: German employees in fixed-term contracts 2004*

	Share of FTCs in total (%)	Share of group in FTCs (%)
total	7.7	100.0
West Germany	7.1	75.5
East Germany	10.7	24.5
men	7.5	51.1
women	8.0	48.9
blue-collar	7.9	38.4
white-collar	7.7	61.6
German	7.4	86.6
Non-German	11.5	13.4
age <25	23.4	23.9
age 25-44	7.9	55.7
age 45-59	4.1	17.8
age >59	4.8	2.6

Source: IAB (2005: table 3.7.1-3.7.3); German Microcensus, wave 2004.

The Hannover Firm Panel (see section 4 for a description of the dataset) contains additional information about FTCs for the period 2000 to 2004. Table 2 informs about the spread and trend of FTCs in the federal state of Lower Saxony. The share of firms which use FTCs has increased from 10 percent in the year 2000 to 18 percent in 2004, while the share of employees (without trainees) is basically stable over time. About 5 percent of all employees and 10 percent of employees in firms using FTCs are employed under FTCs. The importance of FTCs becomes larger if new hires are considered. Overall, nearly 30 percent of all establishments hired new employees in the first six months of each year. While in 2001 only 27 percent of these firms hired employees on a fixed-term basis, this proportion increased to 41 percent in 2004. A similar trend can be detected for the share of FTC hiring in all hiring. In 2001, 37 percent of all hired employees had FTCs, which increased to 46 percent in 2004. If only

firms with FTC hiring are taken into account, the numbers are even more impressive: Three out of four newly hired employees work under FTCs!

*Table 2: Fixed-term contracts in Lower Saxony 2000-2004; weighted frequencies in percent*

	2000	2001	2002	2003	2004
share of firms with utilisation <sup>a)</sup>	10	9	12	15	18
share of employees <sup>a)</sup> (basis: all firms)	5	4	5	5	6
share of employees <sup>a)</sup> (basis: firms with FTCs)	10	9	11	9	11
share of firms with hiring <sup>b)</sup>	-	30	25	27	28
thereof share of firms with FTC hiring <sup>b)</sup>	-	27	28	38	41
share of FTC hirings in all hirings <sup>b)</sup> (basis: all firms)	-	37	39	38	46
share of FTC hirings in all hirings <sup>b)</sup> (basis: firms with FTC hiring)	-	72	72	75	75

a) June 30 of each year.

b) First half of each year.

Source: Hannover Firm Panel, waves 2000-2004.

### **3 Theory and Hypotheses**

Firms have several options to react to demand-induced output fluctuations (Pfeifer 2005a). One is that a firm can vary the number of non-temporary employees or the number of temporary employees to adjust its employment to the profit maximizing level. Non-temporary employment has relatively high adjustment costs so that firms are often interested in stable employment relationships (Gerlach/Jirjahn 1999). These adjustment costs include fixed employment costs (e.g., administration costs for hiring and layoff), investments in firm specific human capital, long-term work incentives (e.g., seniority wages), and separation costs due to institutional employment protection (e.g., severance pay, law suits). Conversely, varying the peripheral workforce can help to save

such costs and to accelerate employment adjustment (Bentolila/Saint-Paul 1992; Hagen 2003). Typically the peripheral workforce consists of contingent workers with FTCs, who have low levels of firm specific human capital and weaker employment protection (OECD 2002: 127-185; OECD 2004: 61-125).

Not taking into account dual labour markets in the economy as a whole (Berger/Piore 1980; Bulow/Summers 1986), this chapter concentrates on internal dual labour markets, i.e., one firm employing a core as well as a peripheral workforce (Rebitzer/Taylor 1991; Saint-Paul 1991; Saint-Paul 1996). Models of dual labour markets are usually based on efficiency wage models (Shapiro/Stiglitz 1984), emphasising the level of effort an employee is willing to provide (the non-shirking condition). In general, firms with high monitoring costs employ a core workforce with long term employment relationships and efficiency wages, whereas firms with low monitoring costs prefer a peripheral workforce which is closely monitored. This, however, does not yet lead to an internal dual labour market, in which both workforces are employed by one firm. Such internal dual labour markets emerge in the case of demand fluctuations. In the following, this is briefly illustrated in a simple two-period efficiency wage model.<sup>2</sup>

The non-shirking condition in (1) requires that the expected lifetime utility of a non-shirking worker is larger than the expected lifetime utility of a shirking worker. In the first period, the non-shirking lifetime utility contains the efficiency wage ( $w$ ) minus the worker's effort ( $e > 0$ ). In the second period, the non-shirker is still employed with the probability<sup>3</sup>  $(1 - \alpha)$ , obtains again the wage  $w$  and has the disutility  $e$ . Even if the worker does not shirk, he can be laid off due to a fall in demand with the probability  $\alpha$  and gets only an alternative utility  $U_A$ , which could be the market wage or some kind of unemployment benefits. For a shirking worker, the utility in the first period is simply the wage because he provides no effort ( $e = 0$ ). If the firm detects this misbehaviour, the shirker is laid off and only gets an alternative utility in the second period. The

---

<sup>2</sup> The basic idea to show that the efficiency wage needs to be larger if the probability of being laid off in the case of a fall in demand increases is not affected by the number of periods or the discount rate, which is omitted in this simple model.

<sup>3</sup> The probabilities in this model can take on values between zero and one.



probability that the worker is caught shirking is denoted with  $\beta$ . Hence, the joint probability for a shirker to remain employed and to obtain the efficiency wage is  $(1-\alpha)(1-\beta)$ , while the probability of being laid off and getting an alternative utility is  $(1-(1-\alpha)(1-\beta))$ . Thus the non-shirking condition is given by:

$$(w-e) + ((1-\alpha)(w-e) + \alpha U_A) \geq w + ((1-\alpha)(1-\beta)w + (1-(1-\alpha)(1-\beta))U_A) \quad (1)$$

The non-shirking condition wage (2) is obtained by solving (1) for  $w$ . Since we are interested in the impact of a variation in the layoff probability  $\alpha$ , the first and second derivation of  $w$  with respect to  $\alpha$  are calculated (see (3) and (4)). Both are positive, i.e., the firm has to set a higher efficiency wage if the layoff probability increases.

$$w \geq U_A + \frac{(2-\alpha)}{(1-\alpha)} \cdot \frac{e}{\beta} \quad (2)$$

$$\frac{\partial w}{\partial \alpha} = \left( \frac{1}{(1-\alpha)^2} \right) \cdot \frac{e}{\beta} > 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial^2 w}{\partial \alpha^2} = \left( \frac{(2-2\alpha)}{(1-\alpha)^4} \right) \cdot \frac{e}{\beta} > 0 \quad (4)$$

As a firm can pay the core workforce lower efficiency wages to get the same level of effort if it lowers their cyclical and structural layoff probability, it is profit maximizing to hoard the core workforce in bad economic states and to use a flexible peripheral workforce to adjust employment. In case of an increase in demand, this would mean that the firm hires temporary and not permanent employees. Furthermore, good working conditions and employment security should lower quits among the core employees, saving for example training costs. Hence, the core workforce enjoys higher employment security and stability due to the use of a peripheral workforce.

Accordingly, temporary employment reacts more strongly to changes in demand than non-temporary employment. Therefore, the composition of the workforce changes if a firm is confronted with demand fluctuations. This can be easily shown with equation (5) for the share of FTCs in total employment ( $0 \leq \mu \leq 1$ ), where total employment ( $E$ )

consists of temporary employment ( $F$ ) and non-temporary employment ( $N$ ) and all depend on some output measures ( $Y$ ).

$$\mu(Y) = \frac{F(Y)}{E(Y)} = \frac{F(Y)}{N(Y) + F(Y)} \quad (5)$$

$$\frac{\partial \mu}{\partial Y} = \frac{\left(\frac{\partial F}{\partial Y} \cdot N\right) - \left(\frac{\partial N}{\partial Y} \cdot F\right)}{(N + F)^2} \quad (6)$$

If equation (5) is derived with respect to  $Y$ , we obtain (6). It can be seen that the share of temporary employment increases with an increase in demand ( $\frac{\partial \mu}{\partial Y} > 0$ ) if  $\frac{\partial F}{\partial Y} > \frac{\partial N}{\partial Y} \geq 0$  and  $N \geq F > 0$ . The first condition is fulfilled by the theoretical assumption that temporary employment reacts more strongly to changes in demand than non-temporary employment. In the extreme case, non-temporary employment is not adjusted at all ( $\frac{\partial N}{\partial Y} = 0$ ) so that  $\frac{\partial \mu}{\partial Y} > 0$  is always given. The second condition, that  $N \geq F$ , is the more likely case. However, even if  $N < F$ ,  $\frac{\partial \mu}{\partial Y} > 0$  can occur if  $\frac{\partial F}{\partial Y}$  is large enough or if  $\frac{\partial N}{\partial Y}$  is small enough, respectively.

From the contemplated considerations about flexibility and internal dual labour markets the following two hypotheses about FTCs and employment adjustment are generated:

*Hypothesis 1: Firms use employees with FTCs as a peripheral workforce to adjust their employment faster to the profit-maximizing level in case of changes in demand.*

*Hypothesis 2: Thanks to the utilisation of FTCs, the core workforce is less exposed to employment adjustment.*

#### **4 Data and Econometric Models**

The Hannover Firm Panel is the sample for the federal state of Lower Saxony from the German IAB Establishment Panel (Gerlach/Hübler/Meyer 2003). In the summer of every year, approximately one thousand firms from Lower Saxony with at least one

employee covered by social security are interviewed in a panel design survey. The sample is stratified according to establishment size and industry, with oversampling of larger firms, and can be weighted for all of the nearly 200,000 firms in Lower Saxony. The observation unit is the establishment, i.e., the local unit in which major activities of an enterprise are carried out. The main focus of the survey is to gain insights into the firm's most important parts of operation, decision-making, and specifically employment. For the econometric analysis, the waves 2000 to 2004 are utilised in an unbalanced unweighted panel. Establishments which do not measure their business volume in sales are excluded from the analysis, as are establishments from the financial, public and non-profit sectors.<sup>4</sup> Tables A.1 and A.2 in the appendix present descriptive statistical information about the variables used for the econometric analysis.

The empirical analysis is divided into two parts: The first tests whether or not the use of FTCs is positively correlated with an increase in demand as proposed by dual labour market theory. In the next step, dynamic labour demand equations for all employees, non-temporary employees, and temporary employees (FTC) are estimated to analyse differences in adjustment speed and output elasticities.

#### **4.1 Utilisation of Fixed-Term Contracts**

The hypothesis that an expansion of total employment in case of a positive development in sales is implemented through an expansion of FTCs is tested using several models. Before focusing on the estimation of the share of FTCs, the probability of using a FTC is estimated. The dependent variable is a dummy variable, which takes the value one if the share of FTCs is larger zero ( $F_{it} > 0$ ) and zero if no employee with a FTC is employed ( $F_{it} = 0$ ). Such a binary choice model can be estimated with the probit technique in equation (7), where  $\Phi$  is the standard normal cumulative distribution

---

<sup>4</sup> The establishments are asked if they measure their business volume in sales (normal case), balance sheet total (credit institutions), total premiums paid (insurance companies) or budget (public and non-profit establishments). Since the different definitions are not comparable and most firms report sales, the following investigation concentrates on these firms.

function. The coefficients are denoted with  $\alpha$  and  $\beta$ , the constant term with  $\gamma$ , the firm index is  $i$  and the time index is  $t$ .

$$\Pr(F_{it} > 0) = \Phi\left(\gamma + \alpha\left(\log Y_{it}^e - \log Y_{i,t-1}\right) + x_{it}'\beta\right) \quad (7)$$

The development of sales is measured as the logarithm of the firm's expected sales ( $Y_{it}^e$ ) in Euros for the current year ( $t$ ) minus the logarithm of realised sales ( $Y_{i,t-1}$ ) in the last year ( $t-1$ ). Information on both variables is gathered during the same interview in the same year ( $t$ ). Since the interviews take place in July and August, the expected sales for the current year comprise some factual information from the first half of the year. The use of the expected instead of the realised sales is reasonable due to the fact that employment decisions in  $t$  depend mainly on realisation until  $t$  and expectations formed in  $t$ .

In addition, a row vector of control variables is included ( $x'_{it}$ ). Differences in the employment structure of firms are taken into account by using the following variables: shares of part-time, female, and qualified employees in total employment on June 30 in period  $t$ . Institutional labour relations are considered with dummy variables for the existence of works councils and industry and firm level collective agreements. Because of employer size and industry effects, five establishment size classes, and ten industry dummies are included. Aggregated influences (e.g., macroeconomic conditions such as unemployment and legal changes) are taken into account by using dummy variables for the years 2000 to 2004.<sup>5</sup>

The panel character of the dataset also permits the estimation of a random effects probit model to control for unobserved heterogeneity between firms. Such firm specific effects ( $v_i$ ) can influence the probability of using a FTC. Therefore, equation (8) is estimated.

$$\Pr(F_{it} > 0) = \Phi\left(\gamma + \alpha\left(\log Y_{it}^e - \log Y_{i,t-1}\right) + x_{it}'\beta + v_i\right) \quad (8)$$

---

<sup>5</sup> Of course, there may be other variables which influence the use of FTCs. Since this additional information is only available for some observation periods and not for all firms, the focus is on some core control variables to make use of the panel nature of the dataset. Nevertheless, the impact of the firm's individual demand situation can also be demonstrated if additional control variables are included in regressions for single years.

Now, we return to the initial task: the estimation of the FTC intensity. According to dual labour market theory, the share of FTCs ( $F_{it}/E_{it}$ ) should be positively correlated with an increase in sales (see equations (5) and (6) in section 3), i.e., the composition of the workforce should change in favour of FTCs. Thus, the number of FTCs ( $F_{it}$ ) divided by the number of all employees ( $E_{it}$ ) on June 30 of every year is regressed on an indicator for each firm's development of sales. Since the share of FTCs in total employment can only take values between zero (no FTC) and one (only FTC), the total sample includes corner solutions. The tobit technique addresses this issue and is usually the first choice. Hence, equation (9) is estimated with a double-censored tobit model for the total sample with a lower limit at zero and an upper limit at one, in which the error term is denoted with  $u_{it}$ .

$$\frac{F_{it}}{E_{it}} = \gamma + \alpha (\log Y_{it}^e - \log Y_{i,t-1}) + x_{it}'\beta + u_{it} \quad (9)$$

We can again extend the above equation with a firm specific error term ( $v_i$ ) to control for unobserved heterogeneity between firms, which could influence the probability of using FTCs as well as the intensity. Equation (10) is estimated with a random effects tobit model for the total sample with a lower limit at zero and an upper limit at one.

$$\frac{F_{it}}{E_{it}} = \gamma + \alpha (\log Y_{it}^e - \log Y_{i,t-1}) + x_{it}'\beta + u_{it} + v_i \quad (10)$$

The standard tobit model (tobit I) has quite restrictive assumptions because the intensity has to be explained by the same variables as the probability of using FTCs and the coefficients in both equations need to have the same signs (Verbeek 2004: 227-236). Since it is known from other studies (Boockmann/Hagen 2003; Pfeifer 2005a) that the second assumption is violated for some variables (e.g., in firms with works councils the use of FTCs is more likely but less intensive than in firms without works councils), tobit estimates for the total sample might be biased.

An alternative would be Heckman's selection model (Heckman 1979), which is a so called tobit II model if maximum likelihood is applied. The sample selection model assumes that establishments with FTCs are not a random sample and the decision to use a FTC is different from the decision of how many FTCs to employ. There are, however, some problems with Heckman's selection model, which are especially serious for small

sample size (Kennedy 1998: 256; Puhani 2000; Dougherty 2002: 297-301). One problematic issue is the identification problem, which cannot be solved if the probability and the intensity are determined by the same explanatory variables in both equations (Hamermesh 2000: 372). Additionally, the results are very sensitive to changes of the specification.

Efficient and robust options are OLS (ordinary least squares) and WLS (weighted least squares) estimates for a restricted sample of firms which actually report a share of FTCs. As the dependent variable is restricted to values between zero and one, a logit transformation is preferable (Greene 2003: 686-689). Papke and Wooldridge (1996) recommend the use of a general linear model (GLM) instead of OLS or WLS to estimate individual reported fractional data. Following this suggestion, equation (11) is estimated with a general linear model with logits of the share of FTCs and robust standard errors for establishments which have at least one employee with a FTC in their workforce in all observation periods.

$$\ln \left( \frac{F_{it}/E_{it}}{1 - F_{it}/E_{it}} \right) = \gamma + \alpha (\log Y_{it}^e - \log Y_{i,t-1}) + x'_{it} \beta + u_{it} \quad (11)$$

## 4.2 Dynamic Labour Demand

The hypothesis that temporary employment is adjusted faster and reacts more strongly to changes in output than non-temporary employment is tested with estimates for dynamic labour demand functions, in which the logarithm of the number of employees on June 30 is the dependent variable. In the following, the dynamic labour demand model is briefly derived (Nickell 1986; Hamermesh 1993). The starting point is the equilibrium labour demand ( $L^*$ ) for firm  $i$  in period  $t$  in equation (12). Besides the control variables from the above estimates for the share of FTCs, the logarithm of the sum of salaries per capita as a proxy for wages and the logarithm of the sum of investments per capita as a proxy for capital are considered ( $x'_{it}$ ). The sum of salaries is the sum of all gross salaries without the employer's social security contribution and without holiday pay for June of any given year. The sum of investments is the sum of

all investments realised in the entire previous year. Both proxies are debatable as they have serious shortcomings (e.g., no adjustment for working time, investments are not equally distributed over all years), but they are the best the data yield. Moreover, the logarithm of the expected sales in the current year ( $Y_{it}^e$ ) is used.

$$\log(L_{it}^*) = \gamma + \alpha \log(Y_{it}^e) + x_{it}'\beta + u_{it} \quad (12)$$

The static model of labour demand (12) can be transformed into a dynamic form using the partial adjustment model in equation (13), which takes into consideration that, due to disproportionate increasing symmetric adjustment costs, the actual labour demand can diverge from the optimal level of employment. The adjustment coefficient  $\lambda$  can take values between zero and one. If  $\lambda=0$ , employment is not adjusted at all. If  $\lambda=1$ , there is perfect adjustment. To derive the dynamic labour demand, the logarithm of (13) is used, solved for  $\log(L_{it}^*)$ , and inserted in (12). The new equation (14) is the dynamic labour demand function with partial adjustment.

$$\frac{L_{it}}{L_{i,t-1}} = \left( \frac{L_{it}^*}{L_{i,t-1}} \right)^\lambda \quad (13)$$

$$\log(L_{it}) = \lambda \log(L_{it}^*) + (1-\lambda) \log(L_{i,t-1}) + \alpha \lambda \log(Y_{it}^e) + x_{it}'\beta \lambda + \lambda u_{it} \quad (14)$$

Of special interest in the analysis is the adjustment coefficient  $\lambda$ , which indicates how much of the adjustment is performed within one year. The median adjustment time in years can be calculated if  $(1-\lambda)^t = 0.5$  is solved for  $t^*$ . Thus, the median adjustment

time in quarters is  $t^* = \frac{\ln(0.5)}{\ln(1-\lambda)} \cdot 4$ . Furthermore, the coefficient for the expected output

( $\alpha\lambda$ ) is the short-term output elasticity of labour demand. Larger adjustment coefficients and elasticities can be interpreted as higher adjustment flexibility for the firm and lower employment security for employees.

Since we are interested in differences between temporary (FTC) and non-temporary employees, several dynamic labour demand functions (14) are estimated. At first, the dynamic labour demand for all employees ( $E_{it}$ ) is estimated, i.e., for temporary and non-temporary employees without trainees. Furthermore, separate estimates for non-temporary ( $N_{it}$ ) and temporary ( $F_{it}$ ) employees are performed. Afterwards, the speed of

employment adjustment and the output elasticities of these three models can be compared. In addition to estimates for all establishments, separate estimates for establishments with FTCs and without FTCs are carried out.

Due to the autoregressive form of equation (14) and first order autocorrelation, an OLS estimator would be neither efficient nor consistent (Bond 2002). Therefore, the Arellano and Bond (1991) method is applied, which was designed to estimate dynamic models with panel data. Arellano and Bond (1991) developed a generalised method of moments (GMM) estimator that treats the model as a system of equations, one for each time period. The equations differ only in their moment condition sets. The predetermined and endogenous variables in first differences are instrumented with suitable lags of their own levels. Strictly exogenous regressors, as well as any other instruments, enter the instrument matrix in the conventional instrumental variables fashion, i.e., in first differences, with one column per instrument.

A problem with the original Arellano-Bond estimator is that lagged levels are often weak instruments for first differences. Blundell and Bond (1998: 115) note that “in dynamic panel data models where the autoregressive parameter is moderately large and the number of time series observations is moderately small, the widely used linear generalised method of moments (GMM) estimator obtained after first differencing has been found to have large finite sample bias and poor precision in simulation studies”. Hence, Blundell and Bond (1998) extend the original Arellano-Bond estimator in the following way: predetermined and endogenous variables in levels are instrumented with suitable lags of their own first differences. This approach is supposed to yield more precise parameter estimates and to reduce potential small sample biases, which stem from the short sample period of the panel data and which are likely to arise in the separate estimates for firms with and without FTCs.

## **5 Econometric Results**

### **5.1 Utilisation of Fixed-Term Contracts**

The results of the pooled sample probit and the random effects probit model together with their marginal effects are presented in Table 3. Firms with a better demand



development have a higher probability of using FTCs. The impact of demand changes is larger in the random effects model ( $\text{mfx}=0.366$ ) than in the pooled sample model ( $\text{mfx}=0.264$ ). In both estimates the impact is highly significant at the one percent level. The share of female employees is significantly positively and the share of qualified employees is significantly negatively correlated with the probability of using FTCs. Moreover, firms with works councils are more likely to use FTCs. The other control variables are not significant.

The correlation between the share of FTCs in total employment and changes in demand is estimated using three approaches: a pooled sample tobit model, a random effects tobit model, and a general linear model for a restricted sample (see equations (9), (10) and (11) in section 4.1). The results are presented in Table 4. In all three models an increase in sales is significantly correlated with a higher share of FTCs. In the pooled sample tobit model, the coefficient of the demand change is 0.084 and significant at the one percent level, whereas in the random effects tobit model, which takes firm specific effects into consideration, the coefficient is 0.043 and only significant at the five percent level. In the restricted general linear model, the coefficient of the demand change is significant at the one percent level and somewhat larger (1.170) than in the previous tobit estimates. However, the marginal effect on the share of FTCs has approximately the same size (0.086) as in the tobit model.

The share of part-time employment is not significant and has different signs in the tobit and the general linear model. The share of female employees is significantly positive in the tobit but not in the other models. Across all regressions the share of qualified employees is significant and negatively correlated with the use of FTCs. This finding might indicate that internal labour markets are quite important. For example, hiring and training costs are often larger for qualified employees so that short-term employment relationships are less attractive. Furthermore, qualified employees cannot be replaced easily by temporary employees with lower levels of human capital. From a labour supply perspective, qualified employees have better overall employment chances (e.g., lower unemployment), which might lead to lower acceptance of FTCs among qualified employees.

Table 3: Probability of FTCs; pooled sample probit and random effects probit

	probit (pooled sample)	marginal effects	probit (random effects)	marginal effects
development of sales ( $\log Y_{it}^c - \log Y_{i,t-1}$ )	0.712*** (0.174)	0.264*** (0.063)	1.060*** (0.245)	0.366*** (0.082)
share of part-time employees	-0.118 (0.168)	-0.044 (0.062)	0.005 (0.265)	0.002 (0.091)
share of female employees	0.380*** (0.140)	0.141*** (0.052)	0.413* (0.235)	0.143* (0.081)
share of qualified employees	-0.400*** (0.102)	-0.148*** (0.038)	-0.377** (0.166)	-0.130** (0.057)
works council (dummy)	0.410*** (0.069)	0.153*** (0.026)	0.607*** (0.123)	0.211*** (0.042)
industry level collective agreement (dummy)	0.019 (0.065)	0.007 (0.024)	0.016 (0.105)	0.005 (0.036)
firm level collective agreement (dummy)	-0.074 (0.103)	-0.027 (0.037)	-0.084 (0.162)	-0.029 (0.054)
constant	-1.472*** (0.219)		-2.141*** (0.391)	
year (dummies)	Yes	Yes	Yes	Yes
industry (dummies)	Yes	Yes	Yes	Yes
establishment size (dummies)	Yes	Yes	Yes	Yes
Likelihood ratio test	1365.520***			
Wald test			444.420***	
Pseudo R <sup>2</sup> (McFadden)	0.309		0.204	
number of observations	3273	3273	3273	3273
number of establishments	1243	1243	1243	1243

Note: Standard errors in brackets. Significant at the \* 10%-, \*\* 5%-, and \*\*\* 1%-level.

Source: Hannover Firm Panel, waves 2000-2004.

Table 4: Share of FTCs; pooled sample tobit, random effects tobit, and GLM

	tobit (pooled sample)	tobit (random effects)	glm (restricted sample)	glm (marginal effects)
development of sales ( $\log Y_{it}^c - \log Y_{i,t-1}$ )	0.084*** (0.024)	0.043** (0.019)	1.170*** (0.410)	0.086*** (0.030)
share of part-time employees	0.012 (0.022)	0.020 (0.024)	-0.194 (0.373)	-0.014 (0.027)
share of female employees	0.040** (0.019)	0.030 (0.022)	-0.075 (0.286)	-0.006 (0.021)
share of qualified employees	-0.075*** (0.013)	-0.060*** (0.015)	-0.806*** (0.181)	-0.059*** (0.013)
works council (dummy)	0.024** (0.010)	0.028** (0.012)	-0.518*** (0.115)	-0.043*** (0.011)
industry level collective agreement (dummy)	0.005 (0.009)	-0.001 (0.010)	0.235* (0.126)	0.017* (0.009)
firm level collective agreement (dummy)	0.006 (0.013)	0.009 (0.014)	0.369** (0.160)	0.030** (0.015)
constant	-0.174*** (0.029)	-0.168*** (0.039)	-0.351 (0.405)	
year (dummies)	Yes	Yes	Yes	Yes
industry (dummies)	Yes	Yes	Yes	Yes
establishment size (dummies)	Yes	Yes	Yes	Yes
Likelihood ratio test	808.470***			
Wald test		342.660***	238.440***	
Pseudo R <sup>2</sup> (McFadden)	0.633		0.079	
number of observations	3273	3273	1024	1024
number of left-censored observations	1941	1941	0	0
number of uncensored observations	1328	1328	1024	1024
number of establishments	1243	1243	495	495

Note: Standard errors in brackets. Robust standard errors for GLM. Significant at the \* 10%-, \*\* 5%-, and \*\*\* 1%-level.

Source: Hannover Firm Panel, waves 2000-2004.

The variables for industrial relations are differently correlated in the tobit model for the total sample and the general linear model for the restricted sample, because of the ambivalent impact on the probability and the intensity of FTCs. Industry as well as firm level collective agreements are not significant in the tobit model, but significant and positive in the general linear model. While works councils are positively correlated with the share of FTCs in the tobit model, they are negatively correlated in the restricted general linear model. This occurs since the tobit model also measures the probability of FTCs. However, this evidence corresponds with dual labour market theory, which predicts that the core workforce, represented by works councils, gains more job security due to a peripheral workforce. On the other hand, works councils try to protect the core employees against substitution. Therefore, works councils increase the probability of using a peripheral workforce but decrease the intensity of its use (Boockmann/Hagen 2003; Pfeifer 2005a).

The results give strong support to hypothesis 1 that firms make use of FTC as a peripheral workforce to adjust the level of employment in the case of demand fluctuations, because the composition of the workforce changes and depends on output variations. If this story is valid, the adjustment speed of temporary employment should be faster than the adjustment of non-temporary employment, which is considered as a proxy for the core workforce. The next section with the results for dynamic labour demand will address this issue.

## **5.2 Dynamic Labour Demand**

The estimation results for the dynamic labour demand equation (14) are presented in Tables 5 and 6. The estimated coefficients have the expected signs, but are not always significant. Sargan's test of over-identifying restrictions is not rejected in any estimate, which indicates a correct model specification. In addition, there is significant first order autocorrelation but no significant second order autocorrelation, which is a crucial assumption for the Arellano-Bond/ Blundell-Bond method. However, in the estimates for temporary employment in the total sample, second order autocorrelation exists, which could be due to the small number of firms using FTCs. Hence, the results for FTCs in all firms should be interpreted very cautiously. The interpretation of the results

focuses on the first two variables and their coefficients, i.e., the lagged dependent employment variable  $(1 - \lambda) \log(L_{i,t-1})$  and the expected sales variable  $\alpha \lambda \log(Y_{it}^e)$ . From this, the speed of employment adjustment and the output elasticity are obtained and presented in Table 7. These results are the basis for the following discussion.

*Table 5: Dynamic labour demand; GMM estimates for all establishments*

	E	N	F
number of employees in t-1 (log) $[1-\lambda]$	0.824*** (0.050)	0.841*** (0.047)	0.328*** (0.070)
expected sales in t (log) $[\alpha \cdot \lambda]$	0.107*** (0.031)	0.095*** (0.029)	0.225*** (0.063)
sum of salaries per capita (log)	-0.014 (0.040)	0.013 (0.039)	-0.180 (0.146)
sum of investments per capita (log)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.011 (0.014)
share of part-time employees	0.276*** (0.102)	0.189* (0.098)	0.395 (0.386)
share of female employees	0.003 (0.120)	-0.093 (0.116)	0.160 (0.448)
share of qualified employees	-0.020 (0.073)	0.017 (0.070)	-0.200 (0.274)
works council (dummy)	0.153* (0.089)	0.095 (0.086)	0.343 (0.311)
industry level collective agreement (dummy)	0.053 (0.073)	0.086 (0.071)	-0.224 (0.273)
firm level collective agreement (dummy)	0.146 (0.118)	0.121 (0.114)	0.427 (0.456)
constant	-0.825 (0.526)	-1.034** (0.501)	-0.413 (1.699)
year (dummies)	Yes	Yes	Yes
industry (dummies)	Yes	Yes	Yes
Wald test ( $\chi^2$ )	6170.700***	6476.770***	132.800***
Sargan test (p-value)	0.989	0.995	0.999
1st order autocorrelation (p-value)	0.000	0.000	0.000
2nd order autocorrelation (p-value)	0.727	0.435	0.011
number of observations	2008	2008	2008
number of establishments	860	860	860

Note: (E) total employment, (N) non-temporary employment, (F) temporary employment in FTCs. Standard errors in brackets. Significant at the \* 10%-, \*\* 5%-, and \*\*\* 1%-level.

Source: Hannover Firm Panel, waves 2000-2004.

Table 6: Dynamic labour demand; GMM estimates for establishments with and without FTCs

	Firms with FTCs in t			Without FTCs
	E	N	F	E=N
number of employees in t-1 (log) $[1-\lambda]$	0.758*** (0.071)	0.851*** (0.073)	0.327*** (0.073)	0.818*** (0.051)
expected sales in t (log) $[\alpha \cdot \lambda]$	0.174*** (0.058)	0.086 (0.057)	0.394*** (0.116)	0.095*** (0.035)
sum of salaries per capita (log)	-0.183** (0.088)	-0.015 (0.086)	-0.792** (0.398)	0.018 (0.042)
sum of investments per capita (log)	0.002 (0.006)	0.003 (0.006)	0.030 (0.024)	-0.002 (0.005)
share of part-time employees	-0.075 (0.185)	-0.432** (0.178)	1.545** (0.701)	0.274** (0.117)
share of female employees	0.128 (0.154)	0.269* (0.153)	-1.201* (0.649)	-0.101 (0.148)
share of qualified employees	-0.072 (0.102)	0.016 (0.099)	-0.424 (0.415)	0.038 (0.098)
works council (dummy)	0.112 (0.075)	0.026 (0.076)	0.194 (0.308)	0.121 (0.112)
industry level collective agreement (dummy)	0.055 (0.076)	0.164** (0.077)	-0.429 (0.339)	0.120 (0.078)
firm level collective agreement (dummy)	0.067 (0.105)	0.165 (0.104)	-0.647 (0.444)	0.151 (0.145)
constant	0.363 (1.540)	-0.341 (1.502)	-5.625 (6.415)	-0.377 (0.721)
year (dummies)	Yes	Yes	Yes	Yes
industry (dummies)	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald test ( $\chi^2$ )	2977.780***	3249.710***	109.870***	2213.850***
Sargan test (p-value)	0.975	0.996	0.737	0.999
1st order autocorrelation (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000
2nd order autocorrelation (p-value)	0.595	0.798	0.203	0.309
number of observations	785	785	785	1223
number of establishments	412	412	412	604

Note: (E) total employment, (N) non-temporary employment, (F) temporary employment in FTCs. Standard errors in brackets. Significant at the \* 10%-, \*\* 5%-, and \*\*\* 1%-level.

Source: Hannover Firm Panel, waves 2000-2004.

Table 7: Speed of employment adjustment and output elasticity

all firms	E	N	F
adjustment coefficient [ $\lambda$ ]	0.176	0.159	0.672
median adjustment time in quarters	14.322	16.011	2.487
short-term output elasticity [ $\varepsilon_S = \alpha \cdot \lambda$ ]	0.107	0.095	0.225
firms with FTCs	E	N	F
adjustment coefficient [ $\lambda$ ]	0.242	0.149	0.673
median adjustment time in quarters	10.007	17.184	2.480
short-term output elasticity [ $\varepsilon_S = \alpha \cdot \lambda$ ]	0.174	0.086	0.394
firms without FTCs	E=N		
adjustment coefficient [ $\lambda$ ]	0.182		
median adjustment time in quarters	13.801		
short-term output elasticity [ $\varepsilon_S = \alpha \cdot \lambda$ ]	0.095		

Note: (E) total employment, (N) non-temporary employment, (F) temporary employment in FTCs. Adjustment speed and output elasticities are calculated from the coefficients obtained by dynamic labour demand estimates in Tables 6 and 7.

Source: Hannover Firm Panel, waves 2000-2004.

First, the results for all establishments are discussed (see Tables 5 and 7). A comparison of the adjustment coefficients and median adjustment time shows that total employment (E) is adjusted faster than non-temporary employment (N). While half of total employment is adjusted in 14.322 quarters, it takes non-temporary employment 16.011 quarters. This finding is supported by differences in output elasticity because total employment reacts more elastically to output changes than non-temporary employment. The short-term output elasticity for total employment is 0.107 and for non-temporary employment only 0.095. The faster adjustment of total employment can be ascribed to FTCs because temporary employment is contained in total, but of course not in non-temporary employment. A look at the results for temporary employment (F) underpins this finding. The adjustment coefficient is much larger than for total and non-temporary employment and the median adjustment time is only 2.487 quarters. Moreover, at 0.225, the short-term output elasticity is more than twice as large as for total and non-temporary employment. However, it should be kept in mind that the results for temporary employment in the total sample should be interpreted carefully because of the second order autocorrelation.

The above differences between total employment and non-temporary employment in the total sample are not very large.<sup>6</sup> This could be due to the fact that many firms do not make use of FTCs and that the share of FTCs is not very high. Thus, in addition to estimates for all establishments, separate estimates for establishments with and without FTCs are performed (see Tables 6 and 7). In establishments with FTCs, half of total employment is adjusted in 10.007 quarters, while the median adjustment time for non-temporary employment is 17.184 quarters. Furthermore, the short-term output elasticity for total employment (0.174) is twice as large as for non-temporary employment (0.086). This difference can be ascribed to temporary employment, which has a median adjustment time of only 2.480 quarters and an output elasticity of 0.394 in the short-run. Hence, employment adjustment in firms with FTCs is largely accomplished with the variation of temporary employment.

For establishments without FTCs, only one dynamic labour demand function is estimated, because total employment equals non-temporary employment ( $E_{it}=N_{it}$ ;  $F_{it}=0$ ). The median adjustment time (13.081) is larger and the output elasticity (0.095) is smaller than in establishments with FTCs. This finding can be interpreted in two ways: Firstly, firms which use FTCs can adjust their total employment faster to the profit-maximizing level. Secondly, employees' job security is higher in establishments which do not use FTCs. The latter interpretation, however, is misleading because firms with FTCs have an internal dual labour market, in which temporary employees are more exposed to demand fluctuations than non-temporary employees. Hence, to analyse the job security of the core workforce the results of the dynamic labour demand equation for firms without FTCs have to be compared with non-temporary employment in firms with FTCs, and not with total employment. This leads to a contrary interpretation because non-temporary employees in firms with FTCs have higher or at least the same job security than employees in firms without FTC. Overall, both hypotheses get support

---

<sup>6</sup> In fact, the coefficient from one regression lies in the 95% confidence interval of the other, which indicates that the differences between total and non-temporary employment are not significant. However, in several estimates performed with different specifications and for different subsamples, the adjustment coefficient and output elasticity of total employment was always larger than for non-temporary employment. Moreover, the coefficients for FTCs are significantly different from the other estimates.



in the empirical analysis: Firms use FTCs to adjust their employment faster and the core workforce is less exposed to employment variations.

A comparison with other empirical studies of dynamic labour demand reveals some differences. Nevertheless, the results presented are located within the wide range of these studies. If we look at studies for total employment in West Germany (Kölling 1998), the median adjustment time varies between 3.6 and 57.6 quarters and the long-term output elasticity varies between 0.45 and 0.80. Following a review of studies by Hamermesh (1993) across countries and industries, the median adjustment time varies between 1.6 and 26.3 quarters, the short-term output elasticity between 0.01 and 0.47, and the long-term output elasticity between 0.03 and 0.98.

Also worth mentioning are the results of two studies which deal with employment adjustment and temporary employment. Bentolila and Saint-Paul (1992) show that total employment in Spain is adjusted faster than non-temporary employment because the latter has a lower adjustment coefficient and a lower output elasticity. Hagen (2003) finds for Germany that employment adjustment is faster for FTCs. However, his results cast some doubt because they fall below the normal range (Bentolila/Saint-Paul 1992; Hamermesh 1993; Kölling 1998).

## **6 Conclusion**

Earlier studies on the effects of temporary employment on job security and job stability of the core workforce used a rather direct approach (Cappelli/Neumark 2004; Pfeifer 2005a). The number of layoffs or other indicators of job insecurity and job instability were regressed on the existence or the intensity of FTCs. However, because of a complementary use of different instruments of external numerical flexibility, FTCs and layoffs etc. were positively correlated so that the core-periphery hypothesis could not be supported. Hence, the indirect approaches applied in this chapter are more illuminating.

The econometric evidence supports the ideas of dual labour market theory and the core-periphery hypothesis. The share of FTCs in total employment varies with demand, the adjustment speed of FTCs is faster, and the reaction to demand is more elastic than for non-temporary employment. Thus, both hypotheses derived from the theory are

supported: (1) Firms use employees with FTCs as a peripheral workforce to adjust the level of employment in case of demand fluctuations; (2) due to the utilisation of FTCs, the core workforce is less exposed to employment adjustment.

## 7 Appendix

Table A.1: Summary statistics for used sample in probit and tobit estimates for FTC utilisation

	All firms		Firms with FTCs		Firms without FTCs	
	Mean	Std.dev.	Mean	Std.dev.	Mean	Std.dev.
FTC (dummy)	0.407	0.491	1.000	0.000	0.000	0.000
share of FTC employees	0.037	0.091	0.092	0.125	0.000	0.000
development of sales ( $\log Y_{it}^e - \log Y_{i,t-1}$ )	-0.068	1.033	0.002	0.157	-0.115	1.334
share of part-time employees	0.160	0.217	0.134	0.192	0.177	0.232
share of female employees	0.328	0.272	0.321	0.254	0.333	0.283
share of qualified employees	0.645	0.285	0.660	0.276	0.635	0.291
works council (dummy)	0.443	0.497	0.715	0.452	0.257	0.437
industry level collective agreement (dummy)	0.577	0.494	0.643	0.479	0.532	0.499
firm level collective agreement (dummy)	0.087	0.282	0.122	0.328	0.062	0.242
establishment size 1-4 (dummy)	0.138	0.345	0.016	0.125	0.223	0.416
establishment size 5-19 (dummy)	0.233	0.423	0.071	0.256	0.345	0.475
establishment size 20-99 (dummy)	0.339	0.473	0.349	0.477	0.332	0.471
establishment size 100-499 (dummy)	0.235	0.424	0.448	0.497	0.089	0.285
establishment size $\geq 500$ (dummy)	0.054	0.227	0.116	0.321	0.012	0.108
number of observations	3273		1332		1941	

Source: Hannover Firm Panel, waves 2000-2004.

Table A.2: Summary statistics for used sample in GMM estimates for dynamic labour demand

	All firms		Firms with FTCs		Firms without FTCs	
	Mean	Std.dev.	Mean	Std.dev.	Mean	Std.dev.
FTC (dummy)	0.391	0.488	1.000	0.000	0.000	0.000
total employment in t (log)	3.614	1.558	4.749	1.229	2.886	1.288
total employment in t-1 (log)	3.641	1.548	4.754	1.236	2.927	1.284
non-temporary employment in t (log)	3.578	1.543	4.655	1.263	2.886	1.288
non-temporary employment in t-1 (log)	3.605	1.535	4.683	1.247	2.913	1.284
temporary employment in t (log)	0.788	1.225	2.015	1.170	0.000	0.000
temporary employment in t-1 (log)	0.801	1.221	1.722	1.388	0.000	0.000
expected sales in t (log)	15.182	2.098	16.560	1.620	14.298	1.882
sum of salaries per capita (log)	7.502	0.675	7.701	0.381	7.375	0.783
sum of investments per capita (log)	6.154	3.611	7.240	2.844	5.456	3.870
share of part-time employees	0.160	0.213	0.132	0.186	0.178	0.227
share of female employees	0.319	0.267	0.315	0.248	0.322	0.279
share of qualified employees	0.657	0.278	0.671	0.269	0.648	0.283
works council (dummy)	0.438	0.496	0.720	0.449	0.258	0.437
industry level collective agreement (dummy)	0.591	0.492	0.646	0.479	0.555	0.497
firm level collective agreement (dummy)	0.079	0.269	0.122	0.328	0.051	0.219
number of observations	2008		785		1223	

Source: Hannover Firm Panel, waves 2000-2004.

### **III New Evidence on Works Councils, Union Bargaining and Quits in German Establishments \***

#### **1 Introduction**

This chapter addresses the issue of how the institutions within the German industrial relation system have a positive impact on firm performance due to a reduction in voluntary quits. The underlying theoretical mechanism is quite simple: As union negotiated collective contracts improve the general working conditions of employees and worker codetermination improves the firm-specific or even individual working conditions, employees' utility from the current workplace increases relatively to alternative utilities (e.g., working conditions in other firms, unemployment benefits, leisure). Hence, a worker's probability to quit decreases. A lower quit rate has the advantage of lower turnover costs for the firm. Moreover, the incentives to invest in firm-specific human capital increase for both parties and might enhance productivity.

Research on this topic is mostly related to the exit-voice hypothesis (Hirschman 1970; Freeman 1976), which states that unsatisfied employees can choose between quitting the job (exit) and expressing their dissatisfaction with certain working conditions (voice). However, in contradiction to Anglo-Saxon countries where most empirical research stems from, unions in Germany are not organized on the firm-level but on an industry- and district-level. While German unions bargain general working conditions like pay and working time, firm-level agreements about more specific topics are often concluded by works councils. Besides the separated impact of works councils and collective contracts on quits, the chapter addresses the issue of interaction between both institutions which is important but largely neglected in empirical research (Freeman/Lazear 1995; Hübler/Jirjahn 2003).

---

\* I would like to thank Knut Gerlach, Uwe Jirjahn and participants of the German Industrial Relation Association Meeting 2006 for helpful comments. Any remaining shortcomings are, of course, my own.

The main findings of the subsequent econometric analysis are that establishments with works councils, firm-level and industry-level union bargained collective agreements experience fewer quits. Furthermore, a strong interaction effect between works councils and collective agreements exists. The chapter is organized as follows: The next section gives basic institutional background information about works councils and union bargained collective agreements in Germany. Section three discusses the basic theory and literature, from which hypotheses are generated. The dataset, empirical method and econometric results are presented in section four. The chapter concludes with a short summary.

## **2 Institutional Background Information**

The German industrial relation system is somehow unique in the sense that the roles of unions and works councils are clearly divided: unions moderate distributional conflicts with the employers' association, whereas works councils serve as an overseeing plant consultation (Hassel 1999: 485-486). Bargaining on wages, but also on many other important working conditions (e.g., working time), is generally performed by unions in collective agreements with employers' associations. Most collective agreements are bargained for special industries and districts. However, firm-level collective agreements between the union and only one firm are also common (Hassel 1999: 493-496), especially in larger firms.

Although only about one quarter of all employees in Germany are union members, collective contracts directly or indirectly affect many more employees (Fitzenberger/Franz 1999).<sup>1</sup> First, firms usually do not distinguish between union members and non-union members so that every employee in a firm with a collective

---

<sup>1</sup> In the year 2000, the union density in Germany was 25 percent, while the collective bargaining coverage was 68 percent (OECD 2004: 145). Compared to the United Kingdom and the United States, some interesting differences arise: Union density (31 percent) in the UK is larger than in Germany but collective bargaining coverage (30 percent) is much lower. In the US, union density (13 percent) as well as collective bargaining coverage (14 percent) are much lower than in Germany. Union density and collective bargaining coverage have about the same size in the UK and the US, but they differ strongly in Germany.

agreement benefits from better outcomes due to these agreements. Second, collective contracts are binding for every firm, which is a member of the employers' association. Third, many firms use the outcomes of collective agreements as a framework even if they are not obliged. Fourth, Germany has no minimum wage law so that union wages, unemployment benefits and social assistance set a lower boundary of wages.

Mandatory works councils have to be implemented under the legislation of the Works Constitution Act ("Betriebsverfassungsgesetz") in firms with at least five employees (Müller-Jentsch 1995; Addison et al. 2004). But mandatory does not mean automatic because a works council has to be set up by a firm only if employees ask for it. For example, Addison et al. (2004: 403) report evidence from the IAB Establishment Panel that 8.3 percent of all German firms with more than 500 employees had no works council in the year 2000. Formally the works council is independent of the union (Müller-Jentsch 1995: 61-65). In practice, however, the majority of the works council members are not only union members but also union nominees.

Even if the German works councils cannot formally negotiate about wages, they have extensive rights in terms of information, consultation, and codetermination regarding important fields of the firms' operation and decision-making, more especially employment.<sup>2</sup> For example, they deal with date of payments, beginning and ending of daily working-time, breaks, overtime, holidays, safety and health measures, social arrangements, pay for performance measures, employee suggestion systems, teamwork arrangements, environmental issues, introduction of new technologies, human resource planning, training, hiring and layoff decisions. The impact of works councils advances with establishment size because not only the number of works councillors increases but also the rights given by law increase (e.g., economic committee in establishments with more than 100 employees).

An important instrument to achieve employees' objectives is missing because works councils, unlike unions, cannot call strikes. Therefore, a lot of the success of works

---

<sup>2</sup> The new Works Constitution Act, introduced in 2001, even increased the influence of works councils (e.g., simplification of voting procedures, number of works councillors, divisional and joint works councils). For an extensive discussion of the changes in law see Addison et al. (2004).

councils depends on their relationship with the firms' management. If no agreement is reached, works council and management can take the discussion to an internal arbitration board or even the labour court. Moreover, works councils might be able to bargain issues not authorized by law due to the threat to halt management decisions on issues for which they have codetermination power.

### **3 Theory, Related Research Results and Hypotheses**

#### **3.1 Impact of Union Negotiated Collective Agreements**

The main issue of union bargained collective contracts is to set a framework for wages and working time. From a theoretical point of view, unions act as an instrument of collective voice. Since German unions represent more than the employees of a single firm, it is doubtful how far the single voice of employees is taken into account in union bargaining. Improved outcomes from union bargaining on the industry-level will not only affect employee's utility in the current firm but also his utility in many other firms. Even though the impact on the probability to quit and join another firm is limited, the probability to exit the labour market can be reduced by better outcomes.

The situation with union negotiated collective contracts is somewhat different on the firm-level since they are more likely to represent the preferences of the employees within one firm. Reasons for this hypothesis can be self-selection processes into firms and socialization processes within firms, which should result in less heterogeneous preferences of the workforce in a single firm. Furthermore, firm-level agreements might end up with higher wages and less working time because the economic situation might be better than in the entire industry.

Freeman (1980) finds empirical evidence for the United States that union workers have more tenure and lower quit rates than non-union workers. Miller and Mulvey (1991) report similar evidence for Australian workers. Batt, Colvin and Keefe (2002) analyse annual quit rates in the American telecommunication industry. They find that the existence of a union significantly reduces the quit rate by about 5 percent, even after controlling for several other voice instruments, cost-cutting and commitment-enhancing human resource management practices. New evidence by Addison and Belfield (2004)



for Britain shows that firms with unions experience lower quit rates (-34 percent) and extended average workplace tenure (+16 percent) than firms without unions. The union effect decreases but is still significant if average wages are taken into account.

*Hypothesis 1: (a) Firms covered by union negotiated collective contracts experience fewer quits. (b) The effect is stronger for firm-level than for industry-level collective agreements.*

### **3.2 Impact of Works Councils**

Worker codetermination can also lead to better general working conditions. Even if unions are the primary agent of wage and working time negotiations, works councils help to implement the bargaining results in the single firm. Hence, without codetermination the workforce has difficulties to monitor management behaviour (Freeman/Lazear 1995). For example, without monitoring the firm could put employees on lower hierarchical levels, which are associated with lower pay but do not violate collective contracts.

More firm-specific work characteristics can be influenced quite directly by works councils. If many employees of the firm have the same preferences, works councils can bargain certain working conditions on the firm-level as long as those conditions are not covered by union negotiated collective contracts. It is reasonable to assume that works councils are more effective in their collective voice function than unions are. First, due to self-selection into firms and socialization processes within firms the preferences of employees in the same firm should be more alike than of employees in different firms even if they are located in the same district and industry. Second, works councillors should have superior knowledge of employees' preferences because they are more familiar with employees than more detached union representatives, who sometimes pursue individual career and political interests. Accordingly, Askildsen, Jirjahn and Smith (2006) find a positive correlation between works councils as a collective voice mechanism and environmental investments. They explain that this is partly due to employee interest in such investments, because they might help to reduce environmental burden in the workplace and the anthroposphere. However, union contract coverage has no significant effect in their analysis.

Works councils can also serve as a mechanism to protect the interests of the workforce (Smith 1991; Freeman/Lazear 1995). Therefore, employees are more willing to cooperate with the management in terms of investments in human capital and introduction of production technologies and work practices that enhance productivity. In accordance with this thought, Gerlach and Jirjahn (2001) find that firms with a works council are more likely to finance training of their workforce and that training costs per capita are also larger than in firms without a works council. Zwick (2004) shows that positive effects of teamwork arrangements, autonomous work groups and a reduction of hierarchies on productivity are stronger in establishments with works councils.<sup>3</sup>

Besides the described improvements of the working conditions on the collective level, the exit-voice hypothesis takes individual improvements into account (Hirschman 1970; Freeman 1976). If an employee can obtain a higher utility out of unemployment or a new job in another firm, he will quit his job in the current firm. An alternative to this exit option is the voice option. The employee can try to increase his individual utility on the current job so that quitting is not necessary. To attain a higher utility an employee has to bargain better working conditions like higher wages or reduced working time. Works councils can help the individual employee to facilitate communication with supervisors and act in an advisory capacity. Moreover, the voice expressing employee is protected from retaliations by the firm if the works council complains about working conditions.

An early paper by Kraft (1986) examines the effects of works councils and unions on quits in Germany with a small scale establishment dataset from the late 1970s. He finds no significant effects of these two institutions. However, other instruments of voice (e.g., decision rights of workers on investments and rationalization) are significantly negatively correlated with the probability of a high quit rate. Frick (1996) also analyses the determinants of quits with an establishment dataset from the mid 1980s. He finds that firms with works councils have a quit rate which is about 1.6 percentage points per annum lower than in firms without a works council. Kraft (2006) tries to replicate

---

<sup>3</sup> See Addison, Schnabel and Wagner (2004) for a review of quantitative studies about economic consequences of works councils (e.g., productivity, wages, investments).

Frick's results with the same dataset. However, he finds no significant effect of works councils, which he ascribes to the specification of the most important variables and the methodology used by Frick (1996).

*Hypothesis 2: Firms with works councils experience fewer quits.*

### **3.3 Interaction of Works Councils and Union Bargaining**

Although previous research on quits has taken into account variables for unions and works councils, it does not account for possible interaction effects between the two institutions. This interaction is an important aspect of industrial relations because the existence of a collective agreement ensures a reduction in distributional conflicts between works councils and management, which might lead to an improved position of the works council to express employees' voice (Freeman/Lazear 1995).

Hübler and Jirjahn (2003) develop a three-stage game between employer and workers. At the first stage, the employer has to decide if he joins an employers' association, which is associated with collective bargaining coverage. At the second stage, workers make a decision regarding the introduction of a works council. At the third stage, output is produced and additional bargaining might take place if a works council is established. As union collective agreements reduce the bargaining power of a works council, the rent seeking behaviour of the works council is also restricted, which might result in more engagement in productivity enhancing activities. Hübler and Jirjahn (2003) estimate separate wage and productivity estimates for firms with and without collective agreement coverage. They find that the effect of works councils on wages is smaller and the effect on productivity is larger in covered than in uncovered firms.

Frick and Möller (2003) analyse the impact of mutually exclusive existence and coexistence of works councils and collective agreements on total personnel turnover – but not on quits. They find that the existence of both works councils and collective agreements has the strongest negative impact on personnel turnover, followed by the exclusive existence of a works council and a collective agreement.

*Hypothesis 3: The reduction of quits is more strongly influenced by works councils if a union negotiated collective contract coexists.*

## **4 Empirical Analysis**

### **4.1 Dataset and Descriptive Statistics**

The IAB Establishment Panel contains rich data on establishments from all sixteen German federal states (“Bundesländer”) and all industries (Kölling 2000). Every year more than 15,000 firms with at least one employee covered by social security are interviewed in an unbalanced panel design survey. The sample is stratified according to ten establishment sizes and sixteen industries, with oversampling of larger firms. The sample can be weighted for all firms. The observational unit is the establishment, i.e., the local unit in which major activities of an enterprise are carried out. Main concern of the survey is to gain insights into the firm’s most important parts of operation, decision-making, and more specifically employment. The empirical analysis uses the wave 2003, because it includes important variables (e.g., production technology, training, demand fluctuation) which are not available in other years.

Before turning to the econometric analysis, Table 1 presents descriptive statistics about the incidence of worker codetermination, collective agreements and quits. All firms in the total sample are weighted according to their actual frequency in the stratification cells of establishment size and industry. Hence, the presented statistics in Table 1 are representative for all of the approximately 2.1 million firms in Germany, which employ about 33.3 million employees. The total number of quits in Germany in the first half of the year 2003 is approximately 460,000, which indicates that quits are not a rare event even if only 11 percent of all firms report that they experience quits. The mean quit rate among all firms is 2.0 percent and the quit rate in firms with quits is 18.2 percent.

About 9 percent of all firms in Germany, which employ nearly half of all employees, have a works council. Firm-level collective contracts exist in 3 percent of the firms with an employee coverage of 8 percent. Industry-level collective contracts are more common. About 39 percent of firms and 59 percent of employees are covered by such a contract. A works council and a collective agreement coexist only in 7 percent of the firms. However, these firms employ 42 percent of all employees. It can be seen from these figures that more employees are covered by collective agreements and represented by works councils than the share of firms would suggest at first glance. That is because

establishment size effects have to be considered, i.e., larger firms are more likely to have works councils and collective agreements. Differences between West and East Germany are rather small. Only the coverage of industry-level collective agreements among firms and employees is much smaller in East Germany.

*Table 1: Works councils, collective agreements and quits in Germany*

	Germany	West	East
Total number of establishments in million	2.1	1.7	0.4
Total number of employees in million	33.3	28.0	5.3
Mean number of employees	15.7	16.3	13.3
<i>Works council</i>			
Share of firms	9%	9%	8%
Share of employees in these firms	47%	48%	42%
<i>Firm-level collective agreement</i>			
Share of firms	3%	3%	5%
Share of employees in these firms	8%	8%	11%
<i>Industry-level collective agreement</i>			
Share of firms	39%	43%	21%
Share of employees in these firms	59%	62%	43%
<i>Both works council and collective agreement</i>			
Share of firms	7%	8%	7%
Share of employees in these firms	42%	43%	36%
<i>Quits <sup>a)</sup></i>			
Total number of quits in thousand	460	416	44
Mean quit rate	2.0%	2.1%	1.3%
Share of firms with quits	11%	12%	7%
Mean number of quits in these firms	2.0	2.1	1.6
Mean quit rate in these firms	18.2%	18.0%	19.4%

Note: All statistics refer to June 2003, except for quits. a) Quits in the first half of 2003. Quit rate is defined as share of quits in total employment.

Source: IAB-Establishment Panel, 2003, controlled remote data access via the Research Data Center (FDZ) of the Federal Employment Service (BA) in the Institute for Employment Research (IAB); all firms weighted according to establishment size and industry.

## 4.2 Econometric Method and Variables

Since the Works Constitution Act is only binding for establishments with at least five employees, establishments with fewer employees are excluded from the econometric analysis. The underlying sample for the econometric analysis includes only private profit-maximizing firms which are non-agricultural. Firms from the agricultural, public

or non-profit sector operate quite differently. Weighting of the sample is not necessary because the following regressions control for the stratification variables.

The dependent variable is the logarithm of the number of quits, defined as voluntary departures by employees, plus one. This kind of transformation is necessary because firms with zero quits would be excluded from the sample otherwise. Since quits do not occur in all firms, a corner solution problem arises. Therefore, a Tobit model is applied to estimate equation (1) with a lower limit at zero.  $Q_i$  is the number of quits in firm  $i$  during the first half of the year 2003,  $R'_i$  is a row vector of industrial relation variables,  $X'_i$  is a row vector containing a set of control variables,  $\alpha$  is a constant term,  $\beta$  and  $\gamma$  are coefficients, and  $u_i$  is a normally distributed random error term.

$$\ln(Q_i + 1) = \alpha + R'_i\beta + X'_i\gamma + u_i \quad (1)$$

For the row vector  $R'_i$ , which contains the industrial relation variables, two specifications are used to analyse the effects of works councils, firm-level and industry-level union bargained collective contracts. The first specification includes three dummy variables for the existence of each of these institutions. The second specification includes additional interaction dummies. Therefore, two new dummy variables are generated, which take the value one if the firm has both a works council and a firm-level or industry-level collective agreement, respectively. Both specifications of the industrial relation variables take the same rich set of control variables ( $X'_i$ ) into account.

At first, the estimates include the logarithm of average pay (payroll per capita in June 2003). Moreover, dummy variables are incorporated in case the firm incurs costs for additional training of employees and if the firm supports the use of e-learning for training purposes. A dummy variable is generated for the existence of a firm-specific form of voluntary codetermination (e.g., round tables). As employment fluctuation can depend on the economic situation of a firm, the estimates include a dummy variable which takes the value one if the firm reports a good or very good profit situation in the last business year. Furthermore, the state of the production technology, which can take on values between one for new and five for old technology, and dummies for investments, which were executed in 2002 or planned in 2003, are taken into account.

Dummies for strong demand fluctuations and overtime in 2002 as well as for short-time work (“Kurzarbeit”) in the first half of 2003 indicate whether employment adjustments were necessary or if the firm utilised other forms of output adjustments. In addition, dummy variables for tremendous establishment changes within the last year are considered if a part of the establishment was closed, hived off, or integrated. Such changes are often related to changing and more precisely worsening working conditions (e.g., employment insecurity). Moreover, the estimates include dummies for single independent establishments, limited liability companies and establishments which are mainly owned by foreign capital. To take into account possible establishment age effects, three dummies are generated, which indicate if the firm is less than six, between six and ten, or between eleven and thirteen years old. The reference group are establishments founded before 1990.

Differences in the structure of the workforce are taken up by the shares of the following groups in total employment in June 2003: female employees, part-time employees, skilled and unskilled blue-collar workers, unskilled and professional white-collar workers as well as white-collar workers with a college degree. Because of employer size and industry effects, the estimates include the log number and squared log number of employees in June 2003 as well as nine industry dummies. Additionally, dummy variables for the sixteen German federal states account for regional influences like the economic situation (e.g., economic growth, unemployment in a federal state). Descriptive statistics of the variables can be found in Table 2.

### **4.3 Determinants of Quits**

Table 2 contains the econometric results of the Tobit regressions with all firms in Germany, which are not from the agricultural, public or non-profit sector and have at least five employees. After excluding cases with missing values, 7,667 firms remain of which 2,406 report quits in the first half of 2003. The estimated models fit the data quite well since about 20 percent of the variation in outcome can be explained by the included

variables. Moreover, the likelihood ratio test is highly significant and the differences between predicted means and sample means are small (see bottom of Table 3).<sup>4</sup>

*Table 2: Determinants of quits (complete sample)*

	Mean	(1)	(2)
Works council (dummy)	0.3602 (0.4801)	-0.2620*** (0.0556)	-0.1045 (0.0790)
Firm-level collective agreement (dummy)	0.0823 (0.2748)	-0.2421*** (0.0731)	-0.2274* (0.1316)
Industry-level collective agreement (dummy)	0.4710 (0.4992)	-0.1688*** (0.0459)	-0.0803 (0.0550)
Works council × firm-level collective agreement (interaction dummy)	0.0562 (0.2304)		-0.1444 (0.1631)
Works council × industry-level collective agreement (interaction dummy)	0.2404 (0.4273)		-0.2623*** (0.0905)
Monthly payroll per capita (log)	7.4851 (0.5291)	-0.0985* (0.0540)	-0.0949* (0.0540)
Firm-specific form of employee participation (dummy)	0.0480 (0.2138)	-0.0329 (0.0874)	-0.0424 (0.0874)
Training supported by firm (dummy)	0.6919 (0.4617)	-0.0422 (0.0496)	-0.0432 (0.0495)
E-learning (dummy)	0.3983 (0.4896)	-0.0646 (0.0407)	-0.0632 (0.0406)
Good profit situation (dummy)	0.2845 (0.4512)	-0.0675* (0.0421)	-0.0678* (0.0420)
Production technology (1: new, ..., 5: old)	2.1758 (0.7759)	0.0244 (0.0252)	0.0245 (0.0252)
Investments executed (dummy)	0.7215 (0.4483)	-0.0957* (0.0511)	-0.0937* (0.0511)
Investments planned (dummy)	0.6169 (0.4862)	0.0258 (0.0469)	0.0277 (0.0468)
Strong demand fluctuations (dummy)	0.3819 (0.4859)	0.1171*** (0.0397)	0.1166*** (0.0396)
Overtime (dummy)	0.7151 (0.4514)	0.0833* (0.0461)	0.0852* (0.0461)
Short-time work (dummy)	0.0638 (0.2444)	0.1243* (0.0743)	0.1238* (0.0741)
Part of establishment closed or hived off (dummy)	0.0518 (0.2216)	0.2044*** (0.0742)	0.2076*** (0.0740)
Part of establishment integrated (dummy)	0.0309 (0.1731)	-0.0671 (0.0962)	-0.0687 (0.0961)
Single independent establishment (dummy)	0.7166 (0.4507)	-0.0838** (0.0435)	-0.0889** (0.0435)

<sup>4</sup> The absolute differences between the probabilities are 0.02 and between the log numbers of quits conditional on having quits 0.14.



Limited company (dummy)	0.0579 (0.2336)	-0.1438* (0.0760)	-0.1356* (0.0760)
Establishment mainly owned by foreigners (dummy)	0.0660 (0.2483)	0.0996 (0.0690)	0.1060 (0.0689)
Establishment age <6 years (dummy)	0.0837 (0.2770)	0.3239*** (0.0686)	0.3302*** (0.0686)
Establishment age 6-10 years (dummy)	0.1486 (0.3557)	0.1632*** (0.0568)	0.1635*** (0.0567)
Establishment age 11-13 years (dummy)	0.1581 (0.3648)	0.1083* (0.0630)	0.1118* (0.0630)
Share of female workers (percentage)	37.0199 (28.0389)	0.0042*** (0.0010)	0.0042*** (0.0010)
Share of part-time workers (percentage)	16.2152 (21.3337)	0.0008 (0.0012)	0.0007 (0.0012)
Share of unqualified blue-collar workers (percentage)	16.0979 (23.9540)	0.0033 (0.0022)	0.0034 (0.0022)
Share of qualified blue-collar workers (percentage)	30.9452 (29.7483)	0.0010 (0.0023)	0.0011 (0.0023)
Share of unqualified white-collar workers (percentage)	3.9631 (12.0247)	0.0013 (0.0026)	0.0014 (0.0026)
Share of professional white-collar workers (percentage)	29.4370 (27.4326)	-0.0004 (0.0024)	-0.0002 (0.0024)
Share of white-collar workers with college (percentage)	8.5258 (16.3636)	0.0028 (0.0025)	0.0028 (0.0025)
Number of employees (log)	3.7688 (1.4698)	0.6407*** (0.0712)	0.6248*** (0.0712)
Number of employees (log <sup>2</sup> )	16.3639 (12.8785)	0.0089 (0.0071)	0.0108 (0.0072)
Constant		-3.3908*** (0.4659)	-3.4118*** (0.4646)
9 industry dummies		Yes	Yes
16 federal state dummies		Yes	Yes
Number of firms	7667	7667	7667
Number of left-censored observations (quits=0)	5261	5261	5261
Number of uncensored observations	2406	2406	2406
Likelihood Ratio test		2954.30***	2962.70***
Pseudo R <sup>2</sup>		0.1967	0.1972

Note: Table displays coefficients of Tobit estimates for log number of quits. Standard deviations and standard errors in brackets. Significant at the \* 10%-, \*\* 5%-, \*\*\* 1%-level.

Source: IAB-Establishment Panel, 2003 (controlled remote data access via FDZ); all firms with at least five employees, which are not from the agricultural, public or non-profit sector.

The first estimate (1) in column three of Table 2 includes dummy variables for the existence of a works council, firm-level and industry-level collective agreement. The coefficients of these variables are highly significant and have a negative sign, which can be interpreted in the way that all of them are correlated with fewer quits. Thus, this

finding supports hypothesis 1(a) and 2. It is noteworthy that firms with firm-level arrangements experience significantly fewer quits than firms with industry-level agreements, which is in accordance with hypothesis 1(b).

*Table 3: Marginal effects of Tobit estimates (complete sample)*

	Probability uncensored	Conditional on being uncensored
<i>(1) Specification without interaction effects</i>		
Works council	-0.0757	-0.0710
Firm-level collective agreement	-0.0700	-0.0656
Industry-level collective agreement	-0.0488	-0.0457
Total effect: works council and firm-level agreement	-0.1457	-0.1366
Total effect: works council and industry-level agreement	-0.1245	-0.1167
<i>(2) Specification with interaction effects</i>		
Works council	-0.0302	-0.0283
Firm-level collective agreement	-0.0658	-0.0616
Industry-level collective agreement	-0.0232	-0.0218
Works council × firm-level collective agreement	-0.0418	-0.0391
Works council × industry-level collective agreement	-0.0759	-0.0711
Total effect: works council and firm-level agreement	-0.1379	-0.1290
Total effect: works council and industry-level agreement	-0.1294	-0.1211
Predicted mean	0.3354	1.1304
Sample mean	0.3138	1.2710

Note: Table displays marginal effects at means of Tobit estimates for the complete sample (see Table 2).

Source: IAB-Establishment Panel, 2003 (controlled remote data access via FDZ); all firms with at least five employees, which are not from the agricultural, public or non-profit sector.

For a quantitative interpretation of the results, marginal effects are calculated (McDonald/Moffitt 1980) and presented in Table 3. The second column in Table 3 indicates the marginal effects on the overall probability of having quits. Firms with a works council are about 7.6 percentage points less likely to experience quits compared to firms with no works council. Firms with a firm-level collective agreement are 7.0 percentage points and firms with an industry-level collective agreement are 4.9 percentage points less likely to report quits than firms without collective agreements. The marginal effects on the number of quits conditional on being uncensored are minus

6.9 percent for works councils, minus 6.4 percent for firm-level collective agreements and minus 4.5 percent for industry-level collective agreements.<sup>5</sup>

The second estimate (2) in column four of Table 2 also includes the interaction terms for coexistence of works council and firm-level or industry-level collective agreements, which absorb a lot of the size of the coefficients of the works council variable. Even though the exclusive existence of a works council is still negatively correlated with quits, the effect is no longer significant and substantially smaller than in the estimates without interaction terms. However, it is jointly significant with the interaction coefficients in a Wald test. Moreover, interesting differences arise between the interaction with a firm-level collective contract or an industry-level collective contract. Even though the separated effect is stronger for a firm-level contract than for an industry-level contract, it appears that interaction with a works council has a stronger effect for industry-level contracts. This finding might be based on the fact that works councillors are somehow involved in firm-level collective agreements made by unions and therefore in distributional conflicts with the management. Overall, the findings support hypothesis 3 that works councils are more effective in reducing quits if they are backed up by a collective contract (e.g., fewer distributional conflicts, additional financial and advisory help from unions).

To get a clearer picture of the magnitude of the effects if works councils and collective agreements coexist, the total effects are calculated by summing up the marginal effects. As can be seen from Table 3, the interaction of a works council and a firm-level contract still has a larger total effect than the interaction of a works council and an industry-level contract. However, the differences between the total effects are smaller than in the estimates without interaction terms.

The coefficients of the control variables have the same sign and approximately the same size throughout both regressions (see Table 2). For example, average wages, coverage of training costs, good profit situations, new production technologies, and investments covary with fewer quits; strong demand fluctuations, overtime, short-time work,

---

<sup>5</sup> Note that the marginal effects conditional on being uncensored are for the log number of quits. The marginal effects for the number of quits are calculated by  $(e^{\beta}-1)*100$ , which is the change in percent.

shutdown or spin-off of establishments' parts and the share of female employees are correlated with more quits. Furthermore, there is evidence that older and single independent establishments as well as limited liability companies experience fewer quits. These findings conform to the literature about quits.

#### **4.4 Results of Robustness Checks**

Some studies point out that results for industrial relation variables are not robust across different subsamples regarding region, establishment size and sector (Frick/Möller 2003; Addison/Schnabel/Wagner 2004). Thus, the previous estimates for all firms are repeated for firms from West and East Germany, with 21 to 100 and with 101 to 500 employees as well as for the production sector and the service sector (see Table 4). Overall, the results qualitatively support the findings from the above analysis even if the effects differ in size and significance. It should be noted that the impact of collective agreements has no significant effect on quits in East Germany, which is caused by larger standard errors. Another explanation might be that East Germans are less likely to quit their jobs due to a lack in alternative employment opportunities. Furthermore, the effect of works councils is larger in firms with 101 to 500 employees than in smaller establishments. This finding might indicate that the increasing codetermination rights in larger establishments enable the works council to increase utility of the workforce more strongly, which is conducive to fewer quits. Moreover, the distinction between the production and service sector shows that the effects of works councils and collective agreements are larger in the latter sector. Since codetermination and collective contracts are less wide spread in the service sector, the chance of finding a new job in a covered firm is smaller than in the production sector. Hence, the worse outside options decrease the probability to quit.

Table 4: Results for different subsamples

	Region		Number of employees		Industry	
	West	East	21-100	101-500	Production	Service
<i>Specification without interaction effects</i>						
Works council	-0.2723*** (0.0646)	-0.2158** (0.1123)	-0.1956** (0.0853)	-0.4210*** (0.0940)	-0.1133 (0.0894)	-0.3727*** (0.0919)
Firm-level collective agreement	-0.2894*** (0.0936)	-0.1236 (0.1250)	-0.5092*** (0.1433)	-0.2707** (0.1127)	-0.0451 (0.1027)	-0.5677*** (0.1269)
Industry-level collective agreement	-0.1739*** (0.0527)	-0.1074 (0.0981)	-0.1389* (0.0779)	-0.2641*** (0.0860)	-0.1676** (0.0715)	-0.2278** (0.0788)
<i>Specification with interaction effects</i>						
Works council	-0.0858 (0.0956)	-0.0682 (0.1470)	-0.0528 (0.1295)	-0.3318*** (0.1297)	0.0072 (0.1114)	-0.2515* (0.1315)
Firm-level collective agreement	-0.4812** (0.1975)	-0.0096 (0.1906)	-0.6614*** (0.2296)	-0.3703 (0.2865)	-0.0023 (0.2013)	-0.5962*** (0.2237)
Industry-level collective agreement	-0.0708 (0.0626)	-0.0217 (0.1220)	-0.0591 (0.0888)	-0.1891 (0.1443)	-0.0311 (0.1014)	-0.1630* (0.0909)
Works council × firm-level collective agreement	0.0855 (0.2306)	-0.3058 (0.2573)	0.1240 (0.3000)	0.0935 (0.3122)	-0.1397 (0.2369)	-0.0618 (0.2801)
Works council × industry-level collective agreement	-0.3014*** (0.1051)	-0.2573 (0.1919)	-0.2746* (0.1601)	-0.1055 (0.1718)	-0.2638* (0.1386)	-0.2180 (0.1576)
Number of firms	4929	2738	2669	1603	2839	2729
Number of left-censored observations (quits=0)	3039	2168	1935	720	1893	1769
Mean number of quits (sample)	2.0923	0.6698	0.6133	2.3060	1.2786	2.5980

Note: Table displays coefficients of Tobit estimates for log number of quits. Complete estimation results and marginal effects can be requested from the author. Standard errors in brackets. Significant at the \* 10%-, \*\* 5%-, \*\*\* 1%-level.

Source: IAB-Establishment Panel, 2003 (controlled remote data access via FDZ); different subsamples of firms with at least five employees, which are not from the agricultural, public or non-profit sector.

As an additional robustness check, alternative estimation strategies are performed (see Table 5). Ordinary least squares (OLS) and truncated regressions are used to reestimate the previous model for log number of quits only for firms, which have at least one quitting employee. The results indicate that OLS and truncated regressions yield approximately the same marginal effects. Note, however, that Tobit is the preferable model because it is more efficient compared to truncated regressions. Overall, the results support the previous findings from the Tobit estimates.

*Table 5: Results for alternative estimation methods (complete sample)*

	OLS for firms with quits: log(quits)	Truncated regression: log(quits)	Tobit for all firms: quit rate
<i>Specification without interaction effects</i>			
Works council	-0.1042*** (0.0348)	-0.1192*** (0.0416)	-0.0126*** (0.0037)
Firm-level collective agreement	-0.1230*** (0.0459)	-0.1522*** (0.0546)	-0.0125*** (0.0049)
Industry-level collective agreement	-0.1236*** (0.0293)	-0.1530*** (0.0353)	-0.0084*** (0.0030)
<i>Specification with interaction effects</i>			
Works council	-0.0402 (0.0481)	-0.0624 (0.0566)	-0.0075 (0.0053)
Firm-level collective agreement	-0.0585 (0.0968)	-0.0840 (0.1214)	-0.0102 (0.0085)
Industry-level collective agreement	-0.0825** (0.0373)	-0.1128** (0.0460)	-0.0059* (0.0033)
Works council × firm-level collective agreement	-0.1242 (0.1123)	-0.1199 (0.1382)	-0.0072 (0.0107)
Works council × industry-level collective agreement	-0.1032* (0.0556)	-0.0933 (0.0661)	-0.0080 (0.0061)
Number of firms	2406	7667	7667
Number of left-censored observations (quits=0)	0	5261	5261
Mean number of quits, mean quit rate (sample)	5.0486	5.0486	0.0130

Note: Table displays coefficients. Complete estimation results and marginal effects can be requested from the author. Standard errors in brackets. Significant at the \* 10%-, \*\* 5%-, \*\*\* 1%-level.

Source: IAB-Establishment Panel, 2003 (controlled remote data access via FDZ); all firms with at least five employees, which are not from the agricultural, public or non-profit sector.

Another alternative estimation strategy is concerned with the dependent variable. To check if the results are robust to an alternative specification of the quit variable, I reestimate the Tobit model for all firms with the quit rate instead of the log number of quits. The quit rate is defined as the share of quits in total employment for every firm.

The disadvantage of this variable is that quits are reported for the first six months of the year, whereas total employment is measured in June. Nevertheless, the estimates still give some hints for the overall robustness of the effects of codetermination and collective contracts on quits. As presented in the last column of Table 5, the coefficients exhibit the same pattern as the Tobit estimates for the log number of quits.

## **5 Conclusion**

Previous studies on the impact of industrial relations on quits have focused primarily on the single existence of a works council or a collective agreement. In this chapter, the perspective is extended. First, union negotiated collective contracts can be bargained on the firm-level as well as on the industry-level. Second, the interaction effect of works councils and collective contracts is analysed.

The results of the empirical analysis are quite persuasive and robust. The existence of works councils is correlated with fewer quits. Furthermore, the findings for union bargaining support the hypothesis that both firm-level and industry-level collective agreements reduce the number of quits, but that the former has a stronger impact than the latter. In addition, a strong interaction effect of works councils and collective contracts is identified. A possible explanation for this finding might be that works councils are more successful in expressing employees' voices if they are backed up by unions (e.g., bargaining power, advisory and financial support). Moreover, relations between the works council and the management might be better if distributional conflicts are solved outside the firm in union bargained collective agreements and not between the works council and the management. This might also explain the finding that the interaction effect is stronger for industry-level contracts than for firm-level contracts, in which works councillors are often involved.

## **IV The Perceived Fairness of Layoffs in Germany: Participation, Compensation, or Avoidance? \***

### **1 Introduction**

The discussion about employment relationship stability and the shift of business uncertainties from employers to employees has increased in recent years. Bergemann and Mertens (2004) find empirical evidence that the number of layoffs for German men is positively related to the time trend, even if they control for demand shocks and other variables. One reason, which accounts for much of that trend, are downsizing activities of large companies. Compared to other countries the regulation of layoffs in Germany is quite strong (OECD 2004: 61-125). The most important institutional settlements are the employment protection law (“Kündigungsschutzgesetz”) and the workers co-determination law (“Betriebsverfassungsgesetz”). In addition to these regulations and their economic consequences (Jahn 2002), aspects of fairness (justice) should be considered.

Norms of fairness and reciprocity play an extraordinary role in the labour market (Akerlof 1982; Fehr et al. 1998). The use of the production factor labour depends on its will to cooperate. Because of costly and imperfect monitoring, there are implicit contracts between employer and employees, which can alternatively be interpreted as psychological contracts (Rousseau 1995). Psychological contracts describe the trust relationship between employer and employees, which is built on explicit and implicit obligations since the start of the employment relationship. This trust relationship can be

---

\* This work was part of the research project „Arbeit und Gerechtigkeit – Die Akzeptanz von Lohn- und Beschäftigungsanpassungen in Deutschland“, which was financially supported by the Hans Böckler Foundation. I would like to thank the members of the research team for helpful comments and support, namely Knut Gerlach, Christoph Köhler, Alexandra Krause, Tatjana Sohr, Gesine Stephan, and Olaf Struck. Any remaining shortcomings are, of course, my own. The chapter has been published in the *Journal of Business Ethics*, Vol. 74, pp. 25-36; reproduction with kind permission from Springer Science and Business Media.



seriously harmed due to layoffs perceived as unfair. Therefore, the perceived fairness of layoffs has tremendous consequences for the behaviour of survivors, but also on the behaviour of other stakeholders, like customers, politicians, and trade unions. All of them could react with sanctions if they consider the layoffs as unfair (Kahneman et al. 1986; Rabin 1993). Employees could work with less effort or ask for a compensating wage differential if the company behaves unfairly. Customers could have a lower willingness to pay for products produced unfairly. Politicians and trade unions could be less inclined to cooperate with an unfair company. Classic economic theory often ignores these factors (Rabin 1998; Rabin 2002).

Based on the research of Kahneman et al. (1986), Charness and Levine (2000, 2002) analyse the perceived fairness of layoffs and wage cuts in telephone surveys for Canada and the United States. They find that layoffs are perceived as more fair if they are justified by an external shock, the CEO refuses his bonus, the laid off employees are compensated, and have general skills. Pfeifer (2004) conducts a written survey among German students. The findings are nearly the same as in the North American survey. All of these studies only use descriptive statistics for the analyses, i.e., they do not control for individual characteristics of the respondents. This chapter overcomes this problem and uses a multivariate approach. The underlying data come from a representative telephone survey, which was conducted among East and West Germans in 2004. Following research questions are in the centre of the analysis: Are layoffs perceived as more fair if the employees are involved in the decision process? Are layoffs perceived as more fair if the laid off employees are compensated? Are strategies to avoid layoffs, e.g., firm-level job alliances, perceived as more fair than layoffs? Do implicated stakeholders have a different judgement of layoffs than impartial spectators?

The chapter is structured as follows: At first, the theoretical framework is shortly presented, which consists of principles of distributive justice and rules of procedural justice. On this basis, hypotheses are generated in section three. In section four, data and research method are explained, followed by the estimation results in section five. The chapter concludes with a short summary of the results.

## 2 Distributive and Procedural Justice

Distributive justice is related to the outcome of a decision and the allocation of that outcome. A deviation of accepted distribution principles ignores the legitimacy expectations of stakeholders and will be judged as unfair (Leventhal 1980; Konow 2003a). In this chapter, the following principles are relevant for the analysis of layoffs:

- Adams' (1965) equity theory concentrates on a fair proportion between individual outcome and individual contributions.
- The need principle states that a fair allocation should at least account for the basic living needs (Engelstad 1997; Konow 2001).
- The efficiency principle focuses on the general maximization of a positive outcome (e.g., income) or the general minimisation of a negative outcome (e.g., layoffs), even if individual group members are worse off (Elster 1991; Konow 2001).

Procedural justice acknowledges the importance of the decision process itself. Especially negative outcomes are more likely to be accepted if the process is judged as fair (Stock 2001). According to Leventhal (1980), there are six important procedural justice rules:

- consistency rule: "allocative procedures should be consistent across persons and over time" (Leventhal 1980: 40)
- bias-suppression rule: "personal self-interest and blind allegiance to narrow preconceptions should be prevented at all points in the allocative process" (Leventhal 1980: 40)
- accuracy rule: "it is necessary to base the allocative process on as much good information and informed opinion as possible" (Leventhal 1980: 41)
- correctability rule: "opportunities must exist to modify and reverse decisions made at various points in the allocative process" (Leventhal 1980: 43)
- representativeness rule: "all phases of the allocative process must reflect the basic concerns, values, and outlook of important subgroups in the population of individuals affected by the allocative process" (Leventhal 1980: 43)

- ethicality rule: "allocative procedures must be compatible with the fundamental moral and ethical values" (Leventhal 1980: 45)

Greenberg (1990, 1993) makes another distinction between distributive and procedural justice, which accounts more for social relationships. Interpersonal justice is related to distributive justice. It considers that a decision maker (e.g., management) is concerned about the outcome for affected individuals and treats them with respect. Informational justice is related to procedural justice and concentrates on the communication between the decision makers and the affected individuals.

### **3 Hypotheses**

In Germany employees' participation is often related to works councils, which have to be involved into the layoff process by law ("Betriebsverfassungsgesetz", "Kündigungsschutzgesetz"). The works council is responsible for several important assignments (e.g., selection of employees under consideration of social criteria ("Sozialauswahl")). However, the management can also give the works council even more co-determination rights and information access if the experiences in the past were good. Moreover, employee participation can be a signal, which shows that the management tries to prevent the layoffs or at least to make them as gentle as possible. If employees as well as employer profit from a good cooperation, the efficiency principle is supported in a Pareto-optimal way (Sadowski et al. 1995).

The participation of the works council is in line with almost all of the procedural justice rules. Hence, it should be a key factor of a fair layoff process. A works council can gather and contribute relevant information and opinions to the decision making (accuracy rule). In addition, transaction costs and information asymmetries can be reduced (Freeman/Lazear 1995). The works council also ensures an easy and safe possibility for affected employees to complain (correctability rule), which protects employees from repressions of the firm (collective voice) (Hirschman 1970; Freeman/Medoff 1984). Due to the control function of works councils the bias-suppression rule is satisfied. Since the works council is elected in democratic elections, it is also in line with the representativeness rule.

Furthermore, the judgement of layoffs is influenced by the communication between management and workforce, i.e., with laid off individuals and survivors (Brockner et al. 1990; Brockner/Greenberg 1990). The communication can be improved through the participation of the works council, which corresponds with a higher degree of informational justice. From the perspective of attribution theory employees have more control over the decision process, which leads to more responsibility and less sympathy (Heider 1967; Weiner 1994).

*Hypothesis 1: Layoffs are perceived as more fair if employees participate in the layoff process.*

By gentle layoffs the firm compensates the laid off employees with severance pay and outplacement (Leana/Feldman 1992). Severance pay softens the financial costs of losing the job and is often interpreted as a reward for past contributions. With outplacement the psychological and social costs should be lowered by helping the laid off person to cope with the new situation and to find a new job. Harsh layoffs do not contain any measures to soften the blow of job loss. Both, severance pay and outplacement, lead to a better outcome for the affected individuals, which is in line with equity theory and needs principle. Brockner et al. (1987) find that survivors perceive layoffs of their colleagues fairer if they are compensated. In a study of Rousseau and Anton (1988), severance pay is positively correlated with the acceptance of layoffs.

*Hypothesis 2: Layoffs are perceived as more fair if laid off employees are compensated for their job loss.*

Layoffs do not only cause costs for affected individuals and society, but also for the firm. Adjustment costs are, for example, severance pay and lowered motivation of survivors. Consequently, employer and employees should try to find strategies to avoid layoffs (Krogh/Kameny 2002). The consequences of a crisis for the firm and its employees can be reduced by a firm-level job alliance (“betriebliches Bündnis für Arbeit”), i.e., by a renegotiation of working conditions (Berthold et al. 2003). Job alliances are collective contracts between the management and the workforce, which include, following efficient bargaining models, agreements about wages and working time as well as about the level of employment. Since the avoidance of layoffs can

increase the outcome for the workforce and can have advantages for the firm, the efficiency principle is favoured.

From a legal point of view, job alliances are dismissals with the option of altered conditions of employment (“Änderungskündigung”), which disregard the benefit-of-the-doubt principle (“Günstigkeitsprinzip”) that prohibits a divergence from collective bargaining agreements if the employees are worse off (e.g., lower wages, longer working time) (Mauer/Seifert 2001). Because of that, opt-out clauses (“tarifvertragliche Öffnungsklauseln”) are needed. They were first used in 1993 at the Volkswagen AG and in the mining sector. Most of the employees were quite happy with these agreements (Promberger et al. 1996). According to a study of Kahneman et al. (1986), two thirds of the respondents perceive a wage cut as fair if the firm is in a bad economic state. Franz and Pfeiffer (2003) report empirical evidence that job alliances are widely accepted, apart from low qualified workers.

*Hypothesis 3: Firm-level job alliances are perceived as more fair than layoffs.*

#### **4 Data and Method**

The dataset was conducted in the research project “Labour and Fairness – The Acceptance of Employment and Wage Adjustments in Germany” (“Arbeit und Gerechtigkeit – Die Akzeptanz von Lohn- und Beschäftigungsanpassungen in Deutschland”) by the Institute of Empirical Economic Research, Leibniz University Hannover, and the Institute of Sociology, Friedrich Schiller University of Jena, and was financed by the Hans Böckler Stiftung (Struck et al. 2006). In a representative telephone survey more than 3,000 individuals between the age of twenty and sixty years were asked several scenarios and questions about fairness perceptions of layoffs and wage cuts in summer 2004. To control for individual characteristics, we gathered sociodemographic and occupational information. Since our research team was interested in an East-West German comparison, about half of the respondents were located in East Germany and the other half in West Germany.

Two separate approaches are used for the empirical analyses. The first approach concentrates on the perceived fairness of hypothetical layoff scenarios (vignettes), i.e., impartial spectators are questioned. In the second approach, own layoff experiences are analysed, i.e., the fairness perceptions of implicated stakeholders. Literature suggests a self-serving bias for implicated stakeholders because they have some kind of stake in the outcome (Babcock et al. 1995). So there is a trade-off between fairness and self-interest. On the other side, judgements made by impartial spectators are quite objective, because they are not affected, well informed, and sympathetic third party, i.e., they lose their self-serving bias and tend towards convergence. Therefore, the scenario approach should be more adequate for making statements about unbiased fairness perceptions of layoffs (Konow 2003b, 2005).

Because of the length of the scenarios, the survey uses a between-subject approach. This approach has also the advantage that respondents do not see the contrast between the scenarios we want to compare. The scenarios could be judged with very unfair (0), rather unfair (1), rather fair (2), and very fair (3). The first sentence in every scenario describes, why the layoff is occurring (demand shock, new technology). The second sentence mentions the type of skills (general, specific) and the occupational group (production workers, engineers) of the laid off employees. The third sentence explains the response of the company to the shock (gentle layoff with severance pay and outplacement, harsh layoff, wage cut to avoid layoffs). Some scenarios also mention if and to what extent the works council participates in the layoff process. The scenarios are presented in Table A.1 in the appendix. An example of a typical scenario is the following (scenario 8):

*A company faced lower product demand due to shifts in the market; the viability of the employer was threatened. Thus, the company is laying off some engineers, who have ten years of tenure. The affected engineers are specialists in this company's unusual technology, which is not used in other companies. They get generous severance pay and outplacement service to find a new job. Do you think the layoffs are very unfair, rather unfair, rather fair, or very fair?*

Besides the scenarios, respondents were asked about their own experiences with layoffs and wage cuts in their work environment, which again could be rated with very unfair (0), rather unfair (1), rather fair (2), and very fair (3). In addition, the survey asks, how the employer implemented the layoff (severance pay, outplacement, employee participation, attempt to avoid the layoff, and selection criteria). In the case of wage cuts, we are interested if these were agreed to avoid layoffs (firm-level job alliance). Moreover, the information if the respondent was affected by the layoff or the wage-cut, allows to distinguish between stakeholders who were only implicated and stakeholders who were directly affected. The questions are in detail:

*Did you experience layoffs/ wage cuts in your work environment in the last five years?*

*Did you perceive the last layoff/ wage cut as very unfair, rather unfair, rather fair, or very fair?*

*Were you affected by the layoff/ wage cut?*

The dependent variables are ordinal (0, 1, 2, 3) so that ordered probit estimations are applied in the econometric analysis. As the scenarios are in a between-subject setting, a new dependent variable has to be generated, which includes all of them. Ten relevant scenarios are pooled, one scenario out of every questionnaire version (see Table A.1). The judgements of own experiences follows a within-subject approach so that this procedure is not necessary. Besides the moderating factors on the perceived fairness (e.g., workers' participation, compensation), the estimations account for several control variables (see Table A.2). At first, it is controlled for other differences in the scenarios like the reason for the layoff and affected group members. For the estimations with all observations dummy variables for East Germany, women, age groups, apprenticeship degree, college degree, trade union membership, and employment status were generated. The estimations for employed respondents include some additional occupational and firm information. These are a set of dummy variables for self-employment and freelance, temporary employment, part-time employment, monthly net earned income, small establishment size with less than ten employees, large establishment size with more than 200 employees, public service sector, and works council.

## **5 Empirical Results**

### **5.1 Impartial Spectator: Hypothetical Scenarios**

The estimates for impartial spectators in Table 1, i.e., for hypothetical layoff scenarios, show that layoffs are perceived as significantly more fair if the works council participates. However, an early and extensive participation is not preferred to the minimum participation, which is induced by law. For all observations the influence of an early and extensive participation is not even significant. Perhaps the German institutional participation rights are already seen as so extensive that the respondents in the survey value more participation as counterproductive. Furthermore, layoffs are perceived as significantly more fair if the laid off employees are compensated with severance pay and outplacement. However, the attempt to avoid the layoffs with a wage cut does not raise the perceived fairness at all. Firm-level job alliances are surprisingly not even preferred to harsh layoffs without any compensation measures. This result corresponds with empirical findings in Pfeifer (2005b), where wage cuts and working time adjustments are not perceived as more fair than layoffs of low-productivity employees. If the layoff occurs because of the introduction of a new production technology, it is perceived as significantly less fair. Also laying off employees with specific on-the-job skills is perceived as significantly less fair. However, the occupation of the laid off employees has no significant influence.

The control variables indicate that female and older respondents as well as trade union members perceive layoffs as significantly less fair. Respondents with a college degree are more likely to accept layoffs. Employed individuals perceive layoffs to be significantly more fair, whereas unemployed individuals perceive them as significantly less fair. But the employment status is only of weak significance ( $p < 0.10$ ). Thus, it is not surprising that most of the additional variables for employed respondents are not significant. Nevertheless, self-employment and freelance have a significantly positive effect on the perceived fairness, while the effect of temporary employment is significantly negative.



Table 1: Ordered probit estimates for layoff scenarios

	All observations		Employed only	
	Coeff.	Standard error	Coeff.	Standard error
<i>Works council participation in the scenarios (comparison: works council not mentioned)</i>				
Early and extensive participation	0.086	<i>0.106</i>	0.282	<i>0.130</i> **
Minimum legal participation	0.343	<i>0.106</i> ***	0.527	<i>0.131</i> ***
<i>Compensation and avoidance in the scenarios (comparison: harsh layoffs)</i>				
Severance pay and outplacement	0.834	<i>0.064</i> ***	0.870	<i>0.079</i> ***
Wage cut to avoid layoffs (job alliance)	0.006	<i>0.062</i>	-0.065	<i>0.075</i>
<i>Control variables for scenario differences</i>				
New production technology	-0.416	<i>0.063</i> ***	-0.525	<i>0.077</i> ***
Engineers	-0.008	<i>0.062</i>	-0.004	<i>0.075</i>
Specific on-the-job training	-0.304	<i>0.081</i> ***	-0.222	<i>0.098</i> **
<i>Control variables for socio-demographic differences between respondents</i>				
East Germany	-0.008	<i>0.041</i>	0.015	<i>0.052</i>
Woman	-0.259	<i>0.042</i> ***	-0.219	<i>0.057</i> ***
Age 30-39	-0.005	<i>0.067</i>	-0.009	<i>0.085</i>
Age 40-49	-0.082	<i>0.065</i>	-0.091	<i>0.083</i>
Age 50-59	-0.214	<i>0.066</i> ***	-0.244	<i>0.088</i> ***
Apprenticeship degree	-0.037	<i>0.078</i>	0.064	<i>0.120</i>
College degree	0.297	<i>0.086</i> ***	0.347	<i>0.127</i> ***
Trade union member	-0.171	<i>0.055</i> ***	-0.109	<i>0.065</i> *
Employed	0.107	<i>0.057</i> *		
Unemployed	-0.166	<i>0.075</i> **		
<i>Control variables for occupational differences between respondents</i>				
Self-employment, freelance			0.341	<i>0.091</i> ***
Temporary employment			-0.144	<i>0.084</i> *
Part-time employment (<32h/week)			0.006	<i>0.067</i>
Net-income (€1000-€2000)			0.058	<i>0.061</i>
Net-income (>€2000)			0.114	<i>0.083</i>
Small establishment (<10 employees)			-0.044	<i>0.084</i>
Large establishment (>200 employees)			-0.069	<i>0.083</i>
Public service sector			0.004	<i>0.072</i>
Works council			-0.014	<i>0.083</i>
Cut point 1	-1.268	<i>0.101</i>	-1.212	<i>0.162</i>
Cut point 2	-0.108	<i>0.100</i>	-0.033	<i>0.160</i>
Cut point 3	1.448	<i>0.104</i>	1.604	<i>0.166</i>
Number of observations		2970		2014
LR $\chi^2$ (17 24)		379.580***		281.460***
Pseudo R <sup>2</sup>		0.053		0.059
Log likelihood		-3377.012		-2253.506

Note: Because of the between-subject approach, relevant scenarios were pooled to get one single dependent variable. Scenarios could be judged with very unfair (0), rather unfair (1), rather fair (2), and very fair (3). Standard errors are in italics. Significant at the \*10%-, \*\*5%-, and \*\*\*1%-level.

## **5.2 Implicated Stakeholder: Own Experiences**

The results for own layoff experiences in Table 2 show that respondents perceive layoffs as significantly more fair if the employees could participate in the process. This finding holds for all observations as well as for employed respondents. However, for respondents, who were laid off themselves, employee participation is not significant, but still positive. A possible explanation is that the participation did not prevent the layoff and, hence, was not very helpful to laid off individuals. Outplacement has only a significantly positive effect in the estimates for laid off individuals, but not in the two other estimates. This ambiguous finding could be reasoned by the fact that outplacement is important for laid off individuals to find a new job, whereas it is of less value to people who are still employed. Surprisingly, severance pay seems to have a negative effect, though it is not significant. In all three estimates in Table 2, layoffs are perceived as significantly more fair if the management tried to avoid the layoffs, even if the respondent was laid off. Social selection criteria have no significant impact. If the respondent was affected by the layoff, it is perceived as less fair, which is obvious.

Female and unemployed respondents as well as trade union members perceive layoffs significantly as less fair. Moreover, a typical u-shaped relationship between perceived fairness and age is identified, i.e., the middle-age group (40-49 years) has the lowest acceptance of layoffs. The estimate for employed individuals shows that the existence of a works council in the own working environment has a significantly negative effect. For laid off respondents the individual situation is of low importance. Only if they are still unemployed a significantly negative effect can be found. This finding is quite plausible, since these respondents could not even compensate their job loss partly in finding a new job.

Table 2: Ordered probit estimates for own layoff experiences

	All observations		Employed only		Laid off only	
	Coeff.	Stand. error	Coeff.	Stand. error	Coeff.	Stand. error
<i>Implementation of layoffs</i>						
Employees' participation	0.325	0.087 ***	0.396	0.100 ***	0.198	0.170
Severance pay	-0.133	0.087	-0.053	0.109	-0.143	0.151
Outplacement	0.189	0.148	0.102	0.173	0.697	0.273 **
Severance pay and outplacement	-0.197	0.136	-0.051	0.160	-0.433	0.281
Attempt to avoid layoffs	0.737	0.080 ***	0.638	0.098 ***	0.853	0.135 ***
Social selection criteria	0.086	0.078	0.080	0.094	0.151	0.131
Affected	-0.262	0.093 ***	-0.459	0.115 ***		
<i>Control variables for socio-demographic differences between respondents</i>						
East Germany	0.152	0.079 *	0.063	0.097	0.140	0.140
Woman	-0.258	0.076 ***	-0.118	0.101	-0.118	0.126
Age 30-39	-0.224	0.130 *	-0.219	0.154	-0.189	0.249
Age 40-49	-0.265	0.127 **	-0.304	0.151 **	-0.174	0.240
Age 50-59	-0.221	0.133 *	-0.225	0.164	-0.001	0.244
Apprenticeship degree	-0.093	0.211	0.224	0.301	-0.540	0.403
College degree	-0.010	0.224	0.248	0.314	-0.239	0.430
Trade union member	-0.350	0.102 ***	-0.262	0.124 **	-0.229	0.187
Employed	-0.174	0.127			-0.183	0.210
Unemployed	-0.452	0.152 ***			-0.388	0.207 *
<i>Control variables for occupational differences between respondents</i>						
Self-employment, freelance			0.227	0.167		
Temporary employment			-0.179	0.143		
Part-time employment (<32h/week)			-0.137	0.130		
Net-income (€1000-€2000)			0.118	0.112		
Net-income (>€2000)			0.112	0.158		
Small establishment (<10 employees)			-0.051	0.147		
Large establishment (>200 employees)			-0.036	0.138		
Public service sector			0.126	0.138		
Works council			-0.586	0.141 ***		
Cut point 1	-0.899	0.245	-0.799	0.333	-0.734	0.458
Cut point 2	0.118	0.244	0.325	0.333	0.230	0.457
Cut point 3	1.379	0.247	1.645	0.338	1.664	0.466
Number of observations		900		620		342
LR $\chi^2$ (17 24 16)		221.880***		170.000***		87.610***
Pseudo R <sup>2</sup>		0.095		0.106		0.106
Log likelihood		-1052.385		-715.713		-371.127

Note: Layoffs could be judged with very unfair (0), rather unfair (1), rather fair (2), and very fair (3). Standard errors are in italics. Significant at the \*10%-, \*\*5%-, and \*\*\*1%-level.

Table 3: Ordered probit estimates for own wage cut experiences

	All observations		Employed only	
	Coeff.	Standard error	Coeff.	Standard error
<i>Implementation of wage cut</i>				
Wage cut to avoid layoffs (job alliance)	0.505	<i>0.095</i> ***	0.526	<i>0.108</i> ***
Attempt to avoid wage cut	0.436	<i>0.099</i> ***	0.365	<i>0.112</i> ***
Employees' participation	0.177	<i>0.108</i> *	0.227	<i>0.118</i> *
Affected	-0.234	<i>0.109</i> **	-0.293	<i>0.128</i> **
<i>Control variables for socio-demographic differences between respondents</i>				
East Germany	-0.143	<i>0.095</i>	-0.136	<i>0.110</i>
Woman	-0.053	<i>0.094</i>	-0.042	<i>0.117</i>
Age 30-39	0.114	<i>0.170</i>	-0.035	<i>0.196</i>
Age 40-49	0.136	<i>0.162</i>	-0.089	<i>0.190</i>
Age 50-59	0.055	<i>0.169</i>	-0.169	<i>0.202</i>
Apprenticeship degree	-0.040	<i>0.229</i>	-0.095	<i>0.273</i>
College degree	0.278	<i>0.240</i>	0.239	<i>0.289</i>
Trade union member	-0.113	<i>0.110</i>	-0.029	<i>0.124</i>
Employed	0.144	<i>0.165</i>		
Unemployed	-0.259	<i>0.213</i>		
<i>Control variables for occupational differences between respondents</i>				
Self-employment, freelance			0.095	<i>0.220</i>
Temporary employment			-0.169	<i>0.186</i>
Part-time employment (<32h/week)			-0.028	<i>0.144</i>
Net-income (€1000-€2000)			0.084	<i>0.135</i>
Net-income (>€2000)			0.173	<i>0.173</i>
Small establishment (<10 employees)			0.026	<i>0.214</i>
Large establishment (>200 employees)			-0.279	<i>0.179</i>
Public service sector			0.218	<i>0.144</i>
Works council			-0.069	<i>0.179</i>
Cut point 1	-0.221	<i>0.282</i>	-0.718	<i>0.329</i>
Cut point 2	0.989	<i>0.285</i>	0.548	<i>0.330</i>
Cut point 3	2.510	<i>0.303</i>	2.116	<i>0.346</i>
Number of observations		595		473
LR $\chi^2$ (14 21)		104.250***		78.720***
Pseudo R <sup>2</sup>		0.074		0.071
Log likelihood		-653.825		-518.338

Note: The wage cut could be judged with very unfair (0), rather unfair (1), rather fair (2), and very fair (3). Standard errors are in italics. Significant at the \*10%-, \*\*5%-, and \*\*\*1%-level.

To get some more understanding of the acceptance of firm-level job alliances, the perceived fairness of an experienced wage cut is analyzed. The results in Table 3 exhibit that a wage cut is perceived as significantly more fair if it was agreed to avoid layoffs (firm-level job alliance). This finding corresponds with the previous results on the perceived fairness of own layoff experiences, in which the attempt to avoid layoffs

increases their acceptance. Furthermore, a wage cut is more likely to be accepted if the management tried to avoid the wage cut and employees could participate in the process. Like in the case of layoffs, affected individuals perceive the wage cut as less fair. The socio-demographic and occupational control variables do not have any significant influence in the estimates, which could be caused by small sample size.

## **6 Conclusion**

The econometric results give strong support for hypothesis 1 that layoffs are perceived as more fair if the employees can participate in the layoff process. The results for impartial spectators in the scenario analysis show a positive impact of works council participation. But an early and extensive participation is not perceived as fairer than the minimum German institutional participation rights. The estimates for own layoff experiences also indicate that layoffs are perceived as more fair if employees could participate in the process. However, it is not significant for laid off respondents. Nevertheless, the results confirm the importance of procedural justice in the layoff process.

Hypothesis 2, which states that layoffs are perceived as more fair if the laid off employees get some kind of compensation, can only be confirmed for impartial spectators. For implicated stakeholders severance pay and outplacement do not have significant coefficients. Only in the estimate for laid off respondents outplacement has a positive impact, probably because they can use this measure to find a new job. Actual severance payments may be rather low in reality. Jahn (2005) reports evidence that between the years 2001 and 2003 only about 12 percent of all laid off employees in Germany received severance pay, which was on average €7270. The median severance was with €4200 even lower. Hence, paid severance may not be an adequate compensation for affected individuals if compared to the huge financial loss of a job loss. Then again, impartial spectators have no information about the height of severance payments in the scenarios and may interpret it in a “better than nothing” manner.

The results also support hypothesis 3 for implicated stakeholders. Implicated stakeholders, including laid off individuals, perceive their layoff experience as more fair if the management tried to avoid the layoffs, even if the attempt was not successful.

Moreover, experienced wage cuts are more likely to be accepted if they were agreed to avoid layoffs. However, in the scenario approach for impartial spectators, wage cuts to avoid layoffs (firm-level job alliance) are not even preferred to harsh layoffs without any compensation. This result is a good example of how the stake of an individual matters in the judgement of situations. Impartial spectators are principal driven in their answers because the outcome in the scenario does not influence them directly. Contrariwise, implicated stakeholders have a real stake (their job), which is quite large and biases the fairness judgement. Thus, it is not surprising that stakeholders prefer the small loss due to a wage cut compared to the big loss due to a layoff.

In sum, all three hypotheses can be confirmed. However, they are not valid from all perspectives. The moderating factors on the perceived fairness of layoffs and job alliances differ between impartial spectators (hypothetical scenarios) and implicated stakeholders (own experiences). Employee participation is an instrument to increase the perceived fairness of layoffs from all points of views. Compensation only matters for impartial spectators, while firm-level job alliances only have a positive effect for implicated stakeholders. This result is quite important for scholars because it reveals that they have to account for the kind of sample used in their empirical research of fairness perceptions.

For practitioners the findings give some hints how to implement layoffs not perceived as unfair. For example, politicians should consider the preferences towards employee participation so that worker codetermination in the layoff process should not be diminished or even abolished. Decision makers in companies, which sell consumer goods or services, should acknowledge that layoffs perceived as unfair by consumers could have negative consequences for sales and revenues. Thus, it might be profitable to encumber the costs of employee participation or severance pay to ensure that customers are not put off. Moreover, the survivors, i.e., the non-laid off employees, might react with sanctions like lower working effort if they get the feeling that the company does not care much about its employees. This negative effect could be reduced due to the attempt to avoid the layoffs.

## 7 Appendix

*Table A.1: Survey questions (complete sample)*

Questionnaire version and text (dependent variables)		N	M	STD
1	New production technology, engineers, 10 years tenure, specific skills, gentle layoff	301	1.24	0.80
2	Lower product demand, engineers, 10 years tenure, specific skills, harsh layoff	272	1.14	0.81
3	New production technology, production workers, 10 years tenure, general skills, harsh layoff, minimum works council participation	307	1.32	0.82
4	New production technology, engineers, 10 years tenure, specific skills, harsh layoff	301	0.83	0.76
5	Lower product demand, production workers, 10 years tenure, general skills, harsh layoff	339	0.65	0.71
6	Lower product demand, engineers, 10 years tenure, specific skills, job alliance	295	1.21	0.79
7	New production technology, production workers, 10 years tenure, general skills, harsh layoff, extensive works council participation	313	1.14	0.83
8	Lower product demand, engineers, 10 years tenure, specific skills, gentle layoff	267	1.72	0.85
9	Lower product demand, production workers, 10 years tenure, specific skills, job alliance	285	1.12	0.75
10	Lower product demand, production workers, 10 years tenure, specific skills, harsh layoff	295	1.21	0.80
All	Own layoff experience in work environment	1093	1.22	0.94
All	Own wage cut experience in work environment	693	1.03	0.82

Note: N: number of observations. M: mean. STD: standard deviation. Scenarios and own experiences could be rated with (0) very unfair, (1) rather unfair, (2) rather fair, and (3) very fair.

*Table A.2: Descriptive statistics of explanatory variables (complete sample)*

Explanatory variables	N	M	STD
East Germany	3036	0.52	0.50
Woman	3036	0.61	0.49
Age 30-39 <sup>a)</sup>	3036	0.24	0.43
Age 40-49 <sup>a)</sup>	3036	0.32	0.47
Age 50-59 <sup>a)</sup>	3036	0.27	0.44
Apprenticeship degree <sup>b)</sup>	3036	0.68	0.47
College degree <sup>b)</sup>	3036	0.23	0.42
Trade union member	3036	0.16	0.37
Employed <sup>c)</sup>	3036	0.68	0.47
Unemployed <sup>c)</sup>	3036	0.14	0.35
Self-employed, freelance	2054	0.13	0.33
Temporary employment	2054	0.10	0.30
Part-time employment (<32h/week)	2054	0.23	0.42
Net-income (€1000-€2000) <sup>d)</sup>	2054	0.44	0.50
Net-income (>€2000) <sup>d)</sup>	2054	0.19	0.39
Small establishment (<10 employees) <sup>e)</sup>	2054	0.20	0.40
Large establishment (>200 employees) <sup>e)</sup>	2054	0.53	0.50
Public service sector	2054	0.31	0.46
Works council	2054	0.58	0.49

Note: N: number of observations. M: mean. STD: standard deviation. All variables are dummies, i.e., they are binary variables (0: No; 1: Yes).

a) The comparison class are respondents who are aged between 20 and 29 years.

b) The comparison class are respondents without vocational education.

c) The comparison class are respondents who are not employed due to other reasons than unemployment (e.g., education, maternity leave).

d) The comparison class are respondents with a net-income below €1000.

e) The comparison class are respondents who work in a medium-size establishment (10-200 employees).



## V Wages, Hierarchical Levels and Absenteeism \*

### 1 Introduction

Previous empirical economic studies of absenteeism have established a negative correlation between wages and absenteeism as a proxy for work effort (for a literature review see Barmby et al. 1991 and Brown/Session 1996). Studies using individual data like household surveys analyse the impact of individual wages on workers' absenteeism behaviour (e.g., Allen 1981a; Leigh 1984; Drago/Wooden 1992; Allen 1996; Winkelmann 1999; Barmby/Stephan 2000), whereas studies using establishment data analyse the impact of firms' average wages on aggregated absenteeism in firms (e.g., Allen 1981b; Chaudhury/Ng 1992; Barmby/Stephan 2000; Heywood/Jirjahn 2004; Ose 2005).

Both types of datasets are subject to measurement errors because information is provided by workers or managers. Moreover, individual datasets largely neglect labour demand factors, which interact with employee behaviour like absenteeism (Barmby et al. 1991; Barmby/Stephan 2000). Establishment datasets have the drawback that variables are measured for the entire firm and, hence, cannot account for worker heterogeneity. These problems can be mitigated by using personnel data of one firm. As such datasets are difficult to access, they are rarely used. Barmby and Treble (1991), Brown (1994) and Barmby et al. (1995) analyse personnel records of British manufacturing plants. Their results support a negative correlation between wages and absenteeism.

In the subsequent analysis, I use personnel data of a large German company. One advantage of the personnel dataset is that it does not only contain individual absolute wages but also wages of co-workers which allows the calculation of relative wages. Moreover, it is possible to analyse the impact of a worker's position in the firm's

---

\* I would like to thank Thomas Cornelissen and Knut Gerlach for helpful comments. Any remaining shortcomings are, of course, my own. Financial support from the Fritz Thyssen Foundation is gratefully acknowledged.

hierarchy on absenteeism behaviour. This issue has not been addressed in previous studies on absenteeism. Experimental economics, however, has recently provided some laboratory evidence on the effect of relative wage positions on work effort (e.g., Fehr/Gächter 2000; Charness/Kuhn 2004; Clark et al. 2006).

Main findings of the econometric analysis are that workers with higher absolute and relative wages and at higher hierarchical levels are less absent. Furthermore, positive relative wage positions have a larger effect than negative relative wage positions. The chapter is organized as follows: Section 2 presents theoretical considerations and research hypotheses. The data, variables and methods are described in section 3. Section 4 contains the econometric results. The chapter concludes with a short summary and discussion.

## **2 Theory and Hypotheses**

### **2.1 Absolute Wages**

In the framework of the static neo-classical labour supply model, absenteeism can be interpreted as a worker's adjustment-to-equilibrium strategy (Allen 1981; Dunn/Youngblood 1986; Brown/Sessions 1996). If a worker has signed an employment contract with a larger than his utility maximizing number of working hours, he might use absenteeism to decrease his working time to the utility maximizing equilibrium. As long as the substitution effect dominates the income effect, a wage increase leads to a larger number of utility maximizing working hours and, hence, to less absenteeism. A higher wage can be interpreted as compensation for working more hours and for being less absent. In Germany, workers who are absent due to sickness still receive their daily pay (Barnby/Stephan 2000) and firms can hardly verify the true health status of absent workers.<sup>1</sup> Thus, a "greedy" worker has an incentive to enjoy absenteeism and to pretend sickness as much as possible. However, workers might not be that "greedy" and choose

---

<sup>1</sup> This is partly due to the institutional arrangement that absence usually has to be medically certified not until the fourth day.

the initial utility maximizing level as reference point, even if they receive wage replacements.

Another explanation can be found in the gift-exchange model (Akerlof 1982). If the firm pays a high wage, workers might interpret the firm's behaviour as a gift and react with positive reciprocity, i.e., they provide more work effort and are less absent. Conversely, workers react with negative reciprocity and more absenteeism to low wages (Dohmen et al. 2006). Non-shirking efficiency wage models (Shapiro/Stiglitz 1984; Barmby et al. 1994; Ose 2005) also predict reduced absenteeism. In contrast to the gift-exchange model, however, the worker gets no gift but is punished (laid off). Thus, the worker's loss if caught shirking is positively correlated with his wage level.

*Hypothesis 1: Workers with a higher absolute wage are less absent.*

## 2.2 Relative Wages

Compared to absolute wages, the impact of relative wages is largely related to comparisons with co-workers. Happiness studies have found that satisfaction does not only depend on one's own income but also on relative income, i.e., on reference levels an individual compares himself (Easterlin 1995; Clark/Oswald 1996; Watson et al. 1996; Solnick/Hemenway 1998; Falk/Knell 2004). Since job satisfaction is negatively correlated with absenteeism (Winkelmann 1999), a higher relative wage is likely to be associated with less absenteeism.

Equity theory as a distributive justice principle concentrates on a fair proportion between outcomes and inputs (Adams 1965). From equity theory follows that a worker, who feels overpaid or underpaid, will adjust his work effort (Akerlof/Yellen 1990). If a worker compares himself with a co-worker or a group of co-workers, equity is reached in the equilibriums in (1), in which  $w$  denotes the wage and  $e$  the effort of individuals  $i$  and  $j$ .

$$\frac{w_i}{e_i} = \frac{w_j}{e_j} \Leftrightarrow \frac{w_i}{w_j} = \frac{e_i}{e_j} \quad (1)$$

If the wage of worker  $i$  is higher than the wage of worker  $j$ , the effort of worker  $i$  should also be larger so that the ratios between  $w$  and  $e$  of both workers are equal. Hence, a

relatively higher wage should be associated with relatively larger effort and with less absenteeism.

A higher relative wage can also be interpreted as a status symbol. Social status theory suggests that the relative wage within a group is one determinant of the local social status within this group. Frank (1984a; 1984b) defines status as the relative wage position of a worker in his firm. The nature of relative wages implies that “one person’s gain in status can occur only at the expense of a loss in status for others” (Frank 1984b: 549). If status increases a worker’s job utility, it should reduce absenteeism. Clark et al. (2006) report experimental and survey evidence that wages of co-workers and the individual rank in the wage distribution affect work effort.

*Hypothesis 2: Workers with a higher relative wage than their co-workers are less absent.*

### **2.3 Hierarchical Levels**

In addition to considerable wage effects, higher hierarchical levels are associated with higher status comprising features like autonomy, authority, responsibility, access to centres of power, and titles, which are non-pecuniary elements of compensation (Frank 1984b: 568). Contrary to relative wages, status in form of hierarchical levels does not imply that a gain in status by one person is at the expense of a status loss for other persons by the same amount. Consider an extreme example in which all workers are supervisors and get the same wage. In such a scenario, a supervisor has no subordinates and no status in a pure reciprocal relationship of hierarchical standing. However, workers’ may gain utility due to their title and the perception of more autonomy. Moreover, a formal position and title (e.g., supervisor or manager) might be visible to outsiders and lead to a higher external status.

After considering workers’ behaviour, firms’ behaviour in form of screening has to be taken into account, too. A firm is likely to select and to promote workers with less absenteeism to higher hierarchical positions because absenteeism is more costly at higher levels (e.g., quasi-fixed employment costs, wages). Moreover, if a worker is

absent, the firm cannot learn about the workers' productivity and, hence, the probability to assign him to a higher level declines (Pfeifer 2007).<sup>2</sup>

*Hypothesis 3: Workers at a higher hierarchical level are less absent.*

### **3 Data, Descriptive Statistics and Econometric Strategy**

The dataset was extracted from computerized personnel records of a large German limited company which produces innovative products for the world market. The company has a works council and is subject to an industry wide collective contract. The personnel records contain information for all employees on a monthly basis from January 1999 to December 2005. The subsequent empirical analyses focus on fulltime white-collar workers, which are the majority of the firm's workforce. Part-time employees (less than the regular 35 hours per week) are excluded because they might have other reasons for being absent (e.g., family responsibility, other part-time jobs) or have already adjusted the number of contractual working hours to their optimal level. Moreover, part-time employment allows a better balance of working and private life. The exclusion of blue-collar workers is based on the consideration that medical reasons might play a more important role for being absent in production work (e.g., injuries at work, lower degrees of an injury or a disease already lead to an inability to work), which cannot be attributed to shirking behaviour. Furthermore, apprentices, trainees, employees in early retirement schemes, and employees who are absent on a permanent basis (e.g., parental leave) are excluded from the sample. All in all, 62,774 monthly observations of 1,187 white-collar workers remain in an unbalanced panel.

---

<sup>2</sup> Note that such selection effects might interfere with a causal status interpretation of hierarchical levels.

Table 1: Definition of hierarchical levels and descriptive statistics

	total number of monthly observations	mean number of employees	mean hourly wage (Euros)	wage quartiles			relative frequency of monthly absenteeism	mean monthly days absent (total)	mean monthly days absent (restricted <sup>1a)</sup> )
				25%	50%	75%			
level 1: easy tasks (no formal education necessary)	5557	70	14.59	13.32	14.47	15.58	0.18	0.69	3.91
level 2: medium-complex tasks (three-year apprenticeship)	13384	169	18.59	17.08	18.61	19.94	0.16	0.66	4.14
level 3: complex tasks (college degree)	16208	206	21.73	20.30	21.65	22.99	0.13	0.48	3.79
level 4: complex tasks with decisions in own field of duty (university degree)	9674	122	24.97	23.54	24.84	26.37	0.11	0.46	4.07
level 5: very complex tasks with decisions of broader importance (university degree)	7316	93	28.29	27.00	28.32	29.62	0.12	0.43	3.57
level 6: upper management, non-pay-scale (not subject to collective contract)	10635	127	34.52	29.95	32.25	36.07	0.08	0.32	3.94
total	62774	787	23.86	21.91	23.43	25.19	0.13	0.50	3.93

Note: Observation period is January 1999 to December 2005. Total number of white-collar workers during this period is 1187. a) Restricted: conditional on being absent.

The collective contract contains hierarchical levels which are defined using task descriptions and qualifications needed to execute tasks on the job. Whereas new entrants are largely assigned to hierarchical levels according to their formal education, insiders can move up the hierarchy due to on-the job learning. The highest level (level 6) consists of non-pay-scale employees who are not subject to collective agreements (“ausser tariflich”) and can be associated with upper management positions. Table 1 presents a further description of the hierarchical levels and descriptive statistics about levels, wages and absenteeism.

Table 1 shows that task complexity and autonomy as well as average wages are larger at higher levels. Wages are computed by dividing each worker’s monthly gross income in Euros by his monthly working hours. Even though wages are attached to levels, the wage quartiles show a sizeable within level variation of wages. On average 13 percent of all white-collar workers in the sample are at least one day absent during one month. Whereas the frequency is 18 percent among workers at level one, it is only 8 percent at level six. The average monthly number of absent days is also decreasing with levels. However, if only absent workers are considered no correlation with the hierarchical levels can be observed in the descriptive statistics.

Probit and Tobit models are estimated to analyse workers’ probability (monthly days absent larger than zero) and length (number of monthly days absent) of being absent during a given month. The variables of interest in the subsequent analyses are absolute wages in Euros, relative wages<sup>1</sup> in percent  $\left( 100 * \left[ \frac{\text{individual wage of worker } i \text{ in month } t}{\text{average wage at worker } i\text{'s level in month } t} - 1 \right] \right)$ , dummies for hierarchical levels, and dummies for wage quartiles at these levels. As control variables the formal educational degree (high school, university and less than high school as reference group), a female dummy, age and tenure in years as well as their squared terms are used. Since absenteeism seems largely affected by seasonal factors (e.g., flue, vacations)

---

<sup>1</sup> An advantage of using the ratios instead of the absolute difference is the following: Consider a wage increase for every worker by 1 percent. Such an increase for everyone would also increase the absolute difference even though the relative wage position has not changed at all. The ratios, however, stay constant.

and to control for aggregated factors (e.g., unemployment), month dummies are included. Table 2 presents descriptive statistics of the variables.

*Table 2: Descriptive statistics of variables*

	mean	standard deviation	minimum	maximum
monthly absenteeism (dummy)	0.1273	0.3333	0.0000	1.0000
monthly days absent	0.4999	1.9230	0.0000	23.0000
hourly wage in Euros	23.8600	7.0918	8.7356	83.3333
squared hourly wage / 100	6.1959	4.3644	0.7631	69.4445
relative wage at level in percent <sup>a)</sup>	0.0000	12.1329	-55.1413	131.0405
squared relative wage / 100	0.4757	5.8436	-30.4056	171.7160
relative wage in percent (positive)	4.2675	8.9032	0.0000	131.0405
squared relative wage (positive) / 100	0.9739	5.6802	0.0000	171.7160
relative wage in percent (negative)	-4.2675	5.6220	-55.1413	0.0000
squared relative wage (negative) / 100	-0.4982	0.9556	-30.4056	0.0000
level 2 (dummy)	0.2132	0.4096	0.0000	1.0000
level 3 (dummy)	0.2582	0.4376	0.0000	1.0000
level 4 (dummy)	0.1541	0.3611	0.0000	1.0000
level 5 (dummy)	0.1165	0.3209	0.0000	1.0000
level 6 (dummy)	0.1694	0.3751	0.0000	1.0000
high school degree (dummy)	0.1476	0.3547	0.0000	1.0000
university degree (dummy)	0.3775	0.4848	0.0000	1.0000
female (dummy)	0.2150	0.4108	0.0000	1.0000
age in years	42.4135	9.6258	18.6603	65.9753
age squared	1891.5580	819.6287	348.2058	4352.7460
tenure in years	13.7323	9.6973	0.0055	48.2000
tenure squared	282.6129	329.1557	0.0000	2323.2400

Note: Number of observations is 62774 for 84 months. Total number of white-collar workers in the sample is 1187. a) Relative wages are calculated:  $\text{relative wage} = 100 * ((\text{individual wage of worker } i \text{ in } t / \text{average wage at worker } i\text{'s level in } t) - 1)$ .

Most previous studies stress the adjustment-to-equilibrium argument and posit theoretically that an increase in wages only decreases absenteeism or increases working hours, respectively, if the substitution effect dominates the income effect. But most studies do not come back to this argument in the empirical analyses. Allen (1981a), Barmby and Treble (1991) and Winkelmann (1999) take non-linearity into account and



use the logarithm of wages instead of the absolute value. A backward-bending labour supply function suggests, however, that the income effect might dominate the substitution effect, which would lead to an increase of absenteeism if the wage increases. Thus, an econometric specification to estimate absenteeism should also contain the squared terms of wage measures.

#### **4 Econometric Results**

The marginal effects on the predicted probability of being absent at the means of all covariates are estimated using Probit models. The first specification in Table 3 contains the absolute wage, its squared term, and the control variables (educational degrees, gender, age, age squared, tenure, tenure squared, and month).<sup>2</sup> An increase of the absolute wage from the average wage ( $w_M=23.86$ ) by 1 Euro decreases the probability of monthly absenteeism on average by 0.47 percentage points.<sup>3</sup> Because of the significant and positive squared wage effect, the total effect is diminishing. For example, a 10 Euro wage increase from the average wage does not decrease the probability by 4.7 percentage points ( $10*(-0.47)$ ) but by only 3.95 percentage points.

---

<sup>2</sup> Throughout all regressions, high school and university degrees have a negative effect on absenteeism, whereas female and older workers as well as workers with longer tenure are more likely to be absent. Since some month dummies are highly significant, aggregated and seasonal factors play an important role.

<sup>3</sup> Note that the reported marginal effects are absolute values, i.e., they indicate the absolute change in the probability. A quite small absolute marginal effect of 1 percentage point (0.01) is a sizeable relative marginal effect of more than 8 percent ( $0.01/0.12=0.08$ ).

Table 3: Probit estimates (marginal effects on predicted probability at means of covariates)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
hourly wage in Euros	-0.0086*** (0.0009)		-0.0060*** (0.0016)			
squared hourly wage / 100	0.0082*** (0.0014)		0.0061*** (0.0020)			
relative wage in percent <sup>a)</sup>				-0.0009*** (0.0002)		
squared relative wage / 100				0.0009** (0.0004)		
relative wage in percent (positive)					-0.0016*** (0.0003)	
squared relative wage (positive) / 100					0.0016*** (0.0005)	
relative wage in percent (negative)					-0.0006 (0.0007)	
squared relative wage (negative) / 100					0.0049 (0.0038)	
wage quartile 2 at level (dummy)						0.0016 (0.0038)
wage quartile 3 at level (dummy)						-0.0041 (0.0039)
wage quartile 4 at level (dummy)						-0.0179*** (0.0040)
level 2 (dummy)		-0.0133*** (0.0051)	-0.0023 (0.0059)	-0.0179*** (0.0051)	-0.0160*** (0.0051)	-0.0171*** (0.0051)
level 3 (dummy)		-0.0354*** (0.0050)	-0.0154** (0.0072)	-0.0405*** (0.0050)	-0.0393*** (0.0051)	-0.0395*** (0.0050)
level 4 (dummy)		-0.0449*** (0.0051)	-0.0187** (0.0088)	-0.0504*** (0.0051)	-0.0495*** (0.0051)	-0.0495*** (0.0051)
level 5 (dummy)		-0.0366***	-0.0020	-0.0432***	-0.0428***	-0.0422***

level 6 (dummy)		(0.0058)	(0.0112)	(0.0058)	(0.0058)	(0.0058)
		-0.0725***	-0.0355***	-0.0801***	-0.0763***	-0.0776***
		(0.0050)	(0.0112)	(0.0051)	(0.0053)	(0.0050)
predicted probability at means	0.1208	0.1206	0.1205	0.1205	0.1204	0.1205
sample mean	0.1273	0.1273	0.1273	0.1273	0.1273	0.1273
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0284	0.0289	0.0293	0.0294	0.0296	0.0296
LR Chi <sup>2</sup>	1357.6375	1383.2809	1402.4001	1405.5053	1417.6801	1414.2937
Log Likelihood	-23249.8163	-23236.9946	-23227.435	-23225.8824	-23219.7950	-23221.4882

Note: Standard errors in brackets. \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%. Number of total observations is 62774 for 84 months. All estimates control for educational degrees, gender, age, age squared, tenure, tenure squared, and month. a) Relative wages are calculated: relative wage = 100 \* ((individual wage of worker i in t / average wage at worker i's level in t) - 1).

Specification (2) includes only the hierarchical levels. The marginal effects are significant and negative, i.e., workers not working at level one are less likely to be absent. Except for level five, the effects are larger for the next higher level. The strongest effect is estimated for level six. Workers at level six are on average by 7.25 percentage points less likely to be absent compared to workers at level one. Since the levels also cover some wage effects, specification (3) includes both. Whereas wages and levels still have significant and negative effects as expected, the separate effects are substantially smaller than in the previous estimates. A wage increase of 1 (10) Euro has a marginal effect of minus 0.31 (minus 2.54) percentage points and the marginal effect of level six is minus 3.55 percentage points.

The results of specifications (1), (2), and (3) support the view that absolute wages as well as hierarchical levels reduce the probability of being absent. However, the results of specification (3) might also be interpreted in a different way: workers with *ceteris paribus* higher absolute wages than workers at the same level are less likely to be absent. This interpretation already gives some hint for the negative impact of relative wages, on which the focus relies in the next specifications.

The variable of interest in specification (4) is the worker's relative wage at his level measured as percent deviation from the level's average wage. This measure of relative wages is close to a normal distribution with a mean of zero. It is significant and negative, whereas its squared term is significant and positive. A worker, who earns 1 (10) percent more than the average wage at his level, is 0.09 (0.82) percentage points less likely to be absent. Since the size of the effects of a positive and a negative deviation from the level's average wage might differ, specification (5) treats them separately. It can be seen that the effects of negative relative wage positions are smaller and not even significant, while the effects of positive relative wages are quite strong. For example, a deviation from the level's average wage by plus 1 (10) percent decreases the probability by 0.16 (1.46) percentage points, whereas a deviation by minus 1 (10) percent increases the probability by only 0.06 (0.16) percentage points.

Specification (6) includes wage quartiles at the levels to validate the findings about relative wages. As can be seen, workers in a level's second or third wage quartile are not significantly less likely to be absent than workers in the first quartile. However,

workers in the fourth wage quartile are 1.79 percentage points less likely to be absent compared to co-workers at the same level, who are in the first wage quartile.

Table 4 displays the results of the Tobit estimates which qualitatively confirm the results of the Probit estimates. For a quantitative interpretation, the marginal effects on the predicted monthly number of days absent conditional on being absent at the means of all covariates ( $\partial E(y|x, y>0)/\partial x$ ) are computed and presented in Table 5.<sup>1</sup>

The marginal effects in Table 5 show that considering specification (1) a wage increase by 1 (10) Euro decreases the monthly number of days absent on average by 0.03 (0.27) days. Specification (2) indicates that employees at higher levels are less absent, except for level five. For example, employees at level six are on average 0.57 days less absent than workers at level one. In the combined estimate of wages and levels in specification (3), both effects are smaller but remain significant. A wage increase by 1 (10) Euro decreases the number of days absent by 0.02 (0.15) and the marginal effect of level six is minus 0.32 days.

Specification (4) shows that a relatively higher wage of 1 (10) percent is associated with 0.005 (0.05) days less absenteeism. In the separated analysis of positive and negative deviations from the average pay in specification (5), a positive relative wage of 1 (10) percent decreases absenteeism by 0.01 (0.09) days. However, negative relative wages have much smaller effects and are not significant. Moreover, specification (6) shows again that only workers in the fourth wage quartile of a level are significantly less absent, namely 0.10 days.

---

<sup>1</sup> For a discussion of marginal effects in the Tobit model see McDonald and Moffitt (1980). Note that the probability of being uncensored was already estimated in the Probit models. The marginal effects on the probability in the Tobit models have approximately the same size as in the Probit models. Even though the reported absolute marginal effects conditional on being uncensored are small at first glance, the relative marginal effects are quite sizeable. For example, an absolute marginal effect of 0.4 days is a relative marginal effect of 10 percent ( $0.4/4.0=0.1$ ).

Table 4: Tobit estimates (coefficients = marginal effects on latent variable)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
hourly wage in Euros	-0.3277*** (0.0372)		-0.1852*** (0.0613)			
squared hourly wage / 100	0.3080*** (0.0558)		0.1794** (0.0772)			
relative wage in percent <sup>a)</sup>				-0.0272*** (0.0077)		
squared relative wage / 100				0.0240 (0.0167)		
relative wage in percent (positive)					-0.0516*** (0.0135)	
squared relative wage (positive) / 100					0.0480** (0.0204)	
relative wage in percent (negative)					-0.0160 (0.0270)	
squared relative wage (negative) / 100					0.1407 (0.1454)	
wage quartile 2 at level (dummy)						0.0908 (0.1488)
wage quartile 3 at level (dummy)						-0.0937 (0.1545)
wage quartile 4 at level (dummy)						-0.5857*** (0.1640)
level 2 (dummy)		-0.5097** (0.2062)	-0.1530 (0.2324)	-0.6685*** (0.2101)	-0.6058*** (0.2112)	-0.6391*** (0.2097)
level 3 (dummy)		-1.5039*** (0.2173)	-0.8174*** (0.2961)	-1.6909*** (0.2226)	-1.6505*** (0.2232)	-1.6500*** (0.2220)
level 4 (dummy)		-1.9351*** (0.2448)	-0.9681*** (0.3711)	-2.1636*** (0.2518)	-2.1312*** (0.2522)	-2.1202*** (0.2513)
level 5 (dummy)		-1.7274***	-0.5057	-1.9958***	-1.9839***	-1.9458***

level 6 (dummy)		(0.2753)	(0.4427)	(0.2840)	(0.2843)	(0.2836)
		-3.4087***	-1.8469***	-3.7654***	-3.5790***	-3.6449***
		(0.2814)	(0.5105)	(0.3010)	(0.3075)	(0.2907)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0154	0.0158	0.0159	0.0160	0.0161	0.0160
LR Chi <sup>2</sup>	1327.5903	1356.4308	1370.0705	1372.7266	1381.4300	1379.3286
Log Likelihood	-42337.0252	-42322.6050	-42315.7851	-42314.4571	-42310.1054	-42311.1561

Note: Standard errors in brackets. \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%. Number of total observations is 62774 for 84 months; uncensored observations 7990, left-censored observations 54784. All estimates control for educational degrees, gender, age, age squared, tenure, tenure squared, and month. a) Relative wages are calculated: relative wage = 100 \* ((individual wage of worker i in t / average wage at worker i's level in t) - 1).

Table 5: Tobit estimates (marginal effects on predicted days absent conditional on being absent at means of covariates)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
hourly wage in Euros	-0.0588***		-0.0332***			
squared hourly wage / 100	0.0553***		0.0322**			
relative wage in percent <sup>a)</sup>				-0.0049***		
squared relative wage / 100				0.0043		
relative wage in percent (positive)					-0.0093***	
squared relative wage (positive) / 100					0.0086**	
relative wage in percent (negative)					-0.0029	
squared relative wage (negative) / 100					0.0252	
wage quartile 2 at level (dummy)						0.0163
wage quartile 3 at level (dummy)						-0.0168
wage quartile 4 at level (dummy)						-0.1040***
level 2 (dummy)		-0.0906**	-0.0274	-0.1184***	-0.1074***	-0.1132***
level 3 (dummy)		-0.2632***	-0.1447***	-0.2949***	-0.2880***	-0.2880***
level 4 (dummy)		-0.3315***	-0.1697***	-0.3686***	-0.3632***	-0.3615***
level 5 (dummy)		-0.2960***	-0.0895	-0.3395***	-0.3375***	-0.3314***
level 6 (dummy)		-0.5665***	-0.3176***	-0.6208***	-0.5923***	-0.6024***
predicted days absent at means	3.9914	3.9886	3.9879	3.9877	3.9874	3.9875
sample mean	3.9274	3.9274	3.9274	3.9274	3.9274	3.9274

Note: Results are obtained from Tobit estimates in table 4. Marginal effects conditional on being uncensored:  $\partial E(y|x, y>0)/\partial x$ . \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%. a) Relative wages are calculated: relative wage = 100 \* ((individual wage of worker i in t / average wage at worker i's level in t) - 1).



## 5 Conclusion

The econometric analysis of monthly absenteeism in a German company provides evidence that workers are less absent if they enjoy a higher absolute wage, a higher relative wage, and are employed at a higher hierarchical level. Overall, the results do not only point to the importance of absolute compensation but also to the importance of status related job characteristics like the relative wage position and the hierarchical level (e.g., title, autonomy). An interesting finding is that a positive deviation from the level's average wage has a larger impact than a negative deviation which is not even significant. It seems as workers – at least in the analysed company – react rather with positive than with negative reciprocal behaviour, i.e., positive adjustments of the work effort are more important.

One explanation for this finding might be that due to a self-enhancement motive workers make downward comparisons in order to make themselves feel better (Falk/Knell 2004). Consequently, workers with a lower wage rank do not feel underpaid and, hence, do not react with more absenteeism. A contrary effect, when choosing the reference group, is the motive of self-improvement. This motive implies that workers make upward comparisons and choose higher reference standards to improve their own performance, which would also lead to less absenteeism or at least not to more absenteeism.

In addition to these psychological considerations, the non-negative reciprocal behaviour might also be explained by an efficiency wage argument. Since the analysed company pays wages above the union bargained wages, the outside options of the company's workforce might be worse so that workers have incentives not to shirk and not to be absent even if they obtain a lower rank in the wage hierarchy.

Another status related explanation follows the model of Frank (1984a; 1984b). Workers are not paid according to their marginal product because they have different preferences concerning their relative wage positions. Workers at the lower tail of the wage distribution are paid above their marginal product and workers at the upper tail of the wage distribution are paid less than their marginal product. The line of reasoning for this kind of wage structure is that workers at the upper tail gain utility from their higher relative wage position, while workers at the lower tail are compensated for their loss in

status. Workers at the lower tail of the wage distribution have lower preferences towards status because they could have moved to another firm with a different wage structure, in which they are at the upper tail. Therefore, they have no incentive to be more absent than the workers at the upper tail. Conversely, workers at the upper tail of the wage distribution might provide more work effort because they could lose their status if they have to move to a different wage structure.

From this finding follows that an unequal wage structure has the benefit that relatively better paid workers are less absent, while the costs of higher absenteeism of workers at the lower tail of the wage distribution are rather low. However, since the returns to higher wages and, consequently, the gains from a steeper and more unequal wage structure are diminishing, efficient wage inequality is limited.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Freeman and Gelber (2006) find an inverse u-shaped relationship between output and inequality in tournament experiments, which also indicates the limitation of wage inequality. Furthermore, the wage structure in the model of Frank (1984a; 1984b) cannot be steeper than the wage structure if individual wages equal individual marginal productivity.

# **VI Mikroökonomische Beschäftigungseffekte des Hamburger Kombilohnmodells \***

## **1 Einleitung**

Die Frage der Einführung eines bundesweiten Kombilohnmodells steht in der politischen Diskussion seit geraumer Zeit hoch im Kurs. Und auch Ökonomen diskutieren auf theoretischer Ebene intensiv über die Möglichkeiten einer geeigneten Ausgestaltung von Kombilöhnen (Sachverständigenrat 2006; Schöb/Weimann 2003; Sinn et al. 2006). Gleichwohl liegen bislang nur sehr wenige durch systematische Evaluierung fundierte Erkenntnisse über die Wirkungen von Kombilöhnen in Deutschland vor. Dies ist bemerkenswert, da in Deutschland schon eine Reihe von Kombilohnmodellen erprobt wurde (Dietz et al. 2006; Kaltenborn 2001; Kaltenborn/Wielage 2005; Sachverständigenrat 2006).

Die vorliegende Untersuchung möchte einen Beitrag zur Schließung der Forschungslücke leisten, indem die Arbeitsmarkteffekte des Hamburger Kombilohnmodells untersucht werden. Das Modell zielt darauf ab, Arbeitslose mit geringen Verdienstmöglichkeiten und schlechten Arbeitsmarktchancen durch temporäre Lohnsubventionen in den regulären Arbeitsmarkt zu integrieren. Dabei erhalten sowohl die Teilnehmer an der Maßnahme als auch die Arbeitgeber, bei denen sie beschäftigt werden, jeweils bis zu maximal 250 Euro monatlich. Die Zuschüsse sind von Sozialversicherungen und Lohnsteuer befreit. Die Förderungshöchstdauer beträgt zehn Monate.

Unsere mikroökonomische Untersuchung vergleicht die Arbeitsmarktchancen von Arbeitslosen, die eine Förderung erhalten haben, mit den Arbeitsmarktchancen von Arbeitslosen, die keine Förderung erhalten haben. Auch 20 Monate nach Beginn der

---

\* Der Beitrag entstand gemeinsam mit Uwe Jirjahn und Georgi Tsertsvadze. Für Unterstützung und Bereitstellung der Daten bedanken wir uns bei Susanne Koch, Gesine Stephan und dem Service-Bereich ITM (IAB Nürnberg) sowie bei Michael Gerhardt und Nina Wielage (Hamburger Behörde für Wirtschaft und Arbeit). Eine frühere Version ist als IAB Discussion Paper 25/2006 erschienen.

Förderung ist der Anteil derjenigen, die in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung sind, bei der Teilnehmergruppe deutlich höher ist als bei der Kontrollgruppe. Bemerkenswert ist dabei, dass dies auch dann gilt, wenn möglichen Selbstselektionseffekten durch die Methode des Propensity Score Matching Rechnung getragen wird. Darüber hinaus sind die positiven Beschäftigungswirkungen des Programms gerade auch deshalb bemerkenswert, weil es sich eben um einen zeitlich befristeten Kombilohn handelt. Eine Erklärung für den über den Förderungszeitraum hinaus anhaltenden positiven Effekt auf die individuellen Arbeitsmarktchancen kann darin bestehen, dass die Teilnehmer zusätzliche Erfahrungen sammeln, die sich in einer höheren Produktivität niederschlagen. Eine zweite Erklärung besteht darin, dass durch die Zuschüsse die sowohl auf der Arbeitgeberseite als auch auf der Arbeitnehmerseite anfallende Fixkosten, die mit dem Beschäftigungsverhältnis verbunden sind, effektiv gesenkt werden.

Die vorliegende Untersuchung lässt sich zu einer aktuellen Studie von Spermann und Strotmann (2006) in Beziehung setzen. Diese Studie beschäftigt sich mit den Arbeitsmarkteffekten des Baden-Württemberger Einstiegsgeldes in Mannheim. Beim Baden-Württemberger Modell handelt es sich ähnlich wie beim Hamburger Modell um eine zeitlich begrenzte Förderung. Darüber hinaus unterscheiden sich die beiden Modelle allerdings in verschiedenen Aspekten. Ein wesentlicher Unterschied besteht darin, dass im Baden-Württemberger Modell primär die Arbeitsangebotsseite angesprochen wird. Während Arbeitslose gefördert werden, die eine Beschäftigung aufnehmen, erhalten die Arbeitgeber keinen Zuschuss. Spermann und Strotmann untersuchen auf der Basis eines Quasi-Experiments die kurzfristigen Arbeitsanreize, die durch das Einstiegsgeld geschaffen werden. Sie gelangen zu dem Ergebnis, dass Personen, die Zugang zur Förderung haben, eine höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit aufweisen als Personen, die keinen Zugang haben.<sup>1</sup> Mangels verfügbarer Daten können längerfristige Beschäftigungseffekte des Baden-

---

<sup>1</sup> Das Baden-Württemberger Modell weist viele Parallelen zu einem kanadischen Modell auf, das den Namen Self-Sufficiency Project (SSP) trägt, wobei sich SSP ausschließlich an Alleinerziehende richtet. Michalopoulos et al. (2005) gelangen zu dem Ergebnis, dass das kanadische Modell ebenfalls positive Arbeitsmarkteffekte entfaltet.

Württembergischer Modells, die über den Förderungszeitraum hinausgehen, jedoch nicht untersucht werden.

Eine zweite Untersuchung, mit der der vorliegende Beitrag verglichen werden kann, ist eine Studie von Jaenichen (2005). Gegenstand der Untersuchung sind zeitlich befristete Lohnkostenzuschüsse an die Arbeitgeber, die im Jahr 1999 von der damaligen Bundesanstalt für Arbeit eingesetzt worden waren. Damit wird ein arbeitsmarktpolitisches Instrument untersucht, das Beschäftigungsanreize für Arbeitgeber und damit primär die Arbeitsnachfrageseite in den Vordergrund stellt. Jaenichen gelangt zu dem Ergebnis, dass die Lohnkostenzuschüsse einen positiven Einfluss auf die längerfristigen Beschäftigungschancen der geförderten Personen ausüben, wobei dies auch für Personen mit beträchtlichen Vermittlungsschwierigkeiten gilt. In ähnlicher Weise gelangen auch Stephan et al. (2006), die Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik für das Jahr 2002 evaluieren, zu dem Ergebnis, dass Lohnkostenzuschüsse zur Vermeidung von Arbeitslosigkeit beitragen.<sup>2</sup>

Der Rest des Kapitels gliedert sich wie folgt: Abschnitt 2 stellt das Hamburger Kombilohnmodell vor. In Abschnitt 3 werden einige grundlegende theoretische Überlegungen zu den erwarteten Arbeitsmarktwirkungen angestellt. In Abschnitt 4 wird die verwendete Methode beschrieben. Der Datensatz und die Variablen werden in Abschnitt 5 erläutert. Abschnitt 6 präsentiert die empirischen Ergebnisse. Abschnitt 7 enthält die Schlussbemerkungen.

## **2 Das Hamburger Kombilohnmodell**

Das betrachtete Kombilohnmodell wurde von der Agentur für Arbeit und der Behörde für Wirtschaft und Arbeit im März 2002 in Hamburg eingeführt (für eine ausführliche Darstellung vgl. Gerhardt/Larsen 2005). Die verwaltungsrechtliche Grundlage ist die freie Förderung nach § 10 des SGB III. Zielgruppe des Programms sind

---

<sup>2</sup> Auch die international verfügbare Evidenz deutet auf positive Wirkungen von Lohnkostenzuschüssen auf die individuellen Arbeitsmarktchancen der Teilnehmer hin (vgl. Gerfin/Lechner 2002 für die Schweiz sowie Fredriksson/Johansson 2004 und Forslund et al. 2004 für Schweden).

Langzeitarbeitslose, von Langzeitarbeitslosigkeit Bedrohte sowie Geringqualifizierte. Die Förderung steht jedoch grundsätzlich allen Arbeitslosen offen.<sup>3</sup>

Arbeitslose, die eine Vollzeitbeschäftigung aufnehmen, erhalten für maximal zehn Monate einen monatlichen Zuschuss von 250 Euro, sofern das monatliche Arbeitsentgelt zwischen 325 und 1.400 Euro liegt. Der Arbeitgeber erhält während des Förderungszeitraums ebenfalls einen monatlichen Zuschuss in Höhe von 250 Euro. Die Zuschüsse sind von Sozialversicherungen und Lohnsteuer befreit. Im Fall einer Teilzeitbeschäftigung, die durch eine Wochenarbeitszeit von weniger als 35 Stunden definiert ist, erhalten Arbeitnehmer und Arbeitgeber monatliche Zuschüsse in Höhe von jeweils 125 Euro. Dabei darf eine Wochenarbeitszeit von 15 Stunden aber nicht unterschritten werden. Für Teilzeitbeschäftigte beträgt die Förderhöchstdauer nur sechs Monate.

Als flankierende Maßnahme sieht das Modell Qualifizierungsgutscheine in Höhe von bis zu 2.000 Euro vor. Arbeitnehmer und Arbeitgeber sollen gemeinsam entscheiden, welche Qualifizierung des Arbeitnehmers in Frage kommt und wählen eine geeignete Maßnahme bei einem Bildungsträger aus. Die Qualifizierungsgutscheine werden jedoch nur in geringem Umfang in Anspruch genommen, so dass die tragenden Säulen des Hamburger Modells in der Tat die Zuschüsse an die Arbeitgeber und Arbeitnehmer sind.

Das Hamburger Kombilohnmodell hat seit seiner Einführung eine Reihe von Änderungen erfahren. Zunächst wurde die Untergrenze bei den zu fördernden Arbeitsentgelten mit der bundesweiten Einführung von Mini-Jobs im April 2003 auf 400 Euro angehoben. Ab Juni 2003 wurde die Obergrenze der Arbeitsentgelte für Arbeitnehmer in den untersten Tarifgruppen bestimmter Branchen auf 1.700 Euro angehoben. Eine Förderung von Arbeitnehmern in Zeitarbeitsfirmen war ab August 2004 nicht mehr möglich. Zu weiteren Änderungen kam es schließlich in 2005. Die Obergrenze für die Arbeitsentgelte wurde generell auf 1.700 Euro angehoben. Um die

---

<sup>3</sup> Mögliche Selektions- bzw. Selbstselektionsmechanismen auf Arbeitgeber- bzw. Arbeitnehmerseite, die dazu führen, dass das Modell nicht von allen Arbeitslosen in Anspruch genommen wird, diskutieren wir in Abschnitt 5.2.

Zahl der Abbrecher zu verringern, wurden Integrationsmanager installiert, die den geförderten Arbeitnehmern während der Maßnahme betreuend und beratend zur Seite stehen. Des Weiteren wurde die Förderung von Arbeitsverhältnissen in Zeitarbeitsfirmen wieder ermöglicht, wobei aber nur unbefristete Beschäftigungsverhältnisse gefördert werden und die Zeitarbeitsfirmen (nicht aber die dort beschäftigten Arbeitnehmer) erst rückwirkend nach zehnmonatiger Beschäftigung ausbezahlt werden.

Bezüglich der fiskalischen Effekte des Hamburger Modells deuten erste Berechnungen von Gerhardt und Wielage (2006) darauf hin, dass das Modell bereits während der Förderphase zu fiskalischen Entlastungen führt. Hiernach werden die monatlichen Kosten der Förderung durch Einsparungen bei den Transferleistungen sowie durch zusätzliche Einnahmen von Sozialversicherungsbeiträgen und Steuern mehr als aufgewogen. Sofern auch längerfristige positive Beschäftigungswirkungen von dem Modell ausgehen, ist entsprechend von noch stärkeren fiskalischen Entlastungen auszugehen.

### **3 Theoretische Aspekte**

Das Hamburger Kombilohnmodell zielt nicht nur darauf ab, die Arbeitsanreize für Arbeitslose mit geringen Verdienstmöglichkeiten zu stärken, indem sie bei Aufnahme einer Erwerbstätigkeit einen Zuschuss zum Lohn erhalten. Darüber hinaus erhalten ebenfalls die Arbeitgeber einen Zuschuss, damit sie einen Anreiz haben, zusätzliche Arbeitsplätze für Problemgruppen am Arbeitsmarkt zu schaffen. Das Programm spricht also nicht nur die Arbeitsangebotsseite, sondern auch die Arbeitsnachfrageseite an. Betrachtet man die gegenwärtige wirtschaftspolitische Diskussion, so verdient dieser Aspekt besondere Beachtung.

Schöb und Weimann (2003) weisen darauf hin, dass die Hartz-Reform sowie darüber hinaus gehende Vorschläge zur Reform der sozialen Sicherung in Deutschland in der Regel fast ausschließlich auf die Arbeitsangebotsseite abstellen. Diese Ansätze werfen die Frage auf, ob die Nachfrageseite das durch stärkere Arbeitsanreize neu erschlossene Arbeitsangebot überhaupt absorbieren kann. Folgt man dem einfachen Marktmodell, dann könnte eine Möglichkeit darin bestehen, dass die Löhne – insbesondere für

Geringqualifizierte – sinken. Dem steht jedoch entgegen, dass die überwiegende Mehrheit der Arbeitnehmer in Deutschland auf der Basis von Tarifverträgen entlohnt wird.<sup>4</sup> Pfeiffer (2003) schätzt den Anteil der tariflich entlohten Arbeitnehmer für das Jahr 2000 auf 77 Prozent. Da tarifvertragliche Vereinbarungen in der Regel als eine Ursache von Lohnrigiditäten angesehen werden, ist zumindest kurz- oder mittelfristig nicht davon auszugehen, dass ein erhöhtes Arbeitsangebot niedrigere Löhne und hierüber eine höhere Arbeitsnachfrage induziert.<sup>5</sup> Werden umfassende Eingriffe in die Tarifautonomie als nicht realisierbar oder als ökonomisch nicht wünschenswert angesehen, dann sind somit arbeitsmarktpolitische Maßnahmen erforderlich, die die Arbeitsnachfrage bei gegebenen institutionellen Rahmenbedingungen stimulieren.<sup>6</sup> Eine Möglichkeit besteht in Lohnkostenzuschüssen an die Arbeitgeber, wie dies im Rahmen des Hamburger Kombilohnmodells erfolgt.

Allerdings handelt es sich beim Hamburger Modell um einen zeitlich befristeten Kombilohn. Dies führt zu der Frage, ob das Modell überhaupt längerfristige Beschäftigungseffekte entfalten kann, die über den Zeitraum der Förderung

---

<sup>4</sup> Typischerweise sind Firmen tarifgebunden, die Mitglied eines Arbeitgeberverbandes sind oder einem Haustarifvertrag unterliegen. Rechtlich sind diese Firmen nur verpflichtet, die tarifvertraglichen Löhne an Gewerkschaftsmitglieder zu zahlen. In der Regel werden die tarifvertraglich vereinbarten Löhne jedoch auch an Arbeitnehmer gezahlt, die keine Gewerkschaftsmitglieder sind, um eine stärkere gewerkschaftliche Organisierung der Belegschaft zu verhindern (Fitzenberger/Franz 1999). Dies mag auch ein Grund sein, warum sich Firmen, die formell keiner Tarifbindung unterliegen, häufig an einem Tarifvertrag orientieren. Darüber hinaus kann sich eine Tarifbindung durch eine Allgemeinverbindlichkeitserklärung ergeben.

<sup>5</sup> Wie die empirische Analyse von Franz/Pfeiffer (2003) zeigt, kann es neben der Tarifbindung weitere Ursachen von Lohnrigiditäten geben, die ein Absenken der Löhne verhindern. Als Beispiele sind Fairnessnormen und Anreizprobleme in den Firmen zu nennen, wie sie in Effizienzlohnmodellen betont werden. Dies spricht dafür, dass sich die Löhne auch ohne tarifvertragliche Regulierung nur unvollkommen an das veränderte Arbeitsangebot anpassen würden.

<sup>6</sup> In der Diskussion um eine Schaffung tariffreier Zonen argumentieren Schöb/Weimann (2003), dass umfassende Eingriffe in die Tarifautonomie zu einer Aufkündigung des Arbeitsmarktfriedens führen würden. Dieses Argument wird durch eine empirische Untersuchung von Hübler/Jirjahn (2003) gestützt, die zeigt, dass bei einer Tarifbindung Verteilungskonflikte auf betrieblicher Ebene reduziert werden und sich Management und Arbeitnehmer stärker in der Schaffung betriebsspezifischer Renten engagieren.



hinausgehen. Eine längerfristige Wirksamkeit könnte sich dann einstellen, wenn die Teilnehmer während der geförderten Beschäftigung zusätzliche Qualifikationen erwerben und berufliche Erfahrungen sammeln. Die hieraus resultierende höhere Produktivität der Arbeitnehmer könnte Beschäftigungsanreize für Arbeitgeber auch nach Ende der Förderung schaffen. Für Arbeitnehmer würde sich ein längerfristiger Arbeitsanreiz ergeben, wenn sich das zusätzlich erworbene Humankapital in einer verbesserten beruflichen Perspektive und hierbei insbesondere in einer höheren Entlohnung niederschlägt. In diesem Zusammenhang ist allerdings einschränkend darauf hinzuweisen, dass die im Rahmen des Hamburger Kombilohnmodells angebotenen Qualifizierungsgutscheine kaum in Anspruch genommen werden. Somit kommen bei den geförderten Beschäftigungsverhältnissen eher „Learning by Doing“ und „Training on the Job“ in Betracht. Es ist jedoch fraglich, ob diese Formen des Humankapitalerwerbs insbesondere bei Geringqualifizierten, die für vergleichsweise einfache Tätigkeiten eingestellt werden, eine tragende Rolle spielen.

Selbst wenn es nicht bei allen geförderten Beschäftigungsverhältnissen zu einer nennenswerten Akkumulation von zusätzlichem Humankapital kommen dürfte, so lassen sich längerfristige Beschäftigungseffekte trotzdem erwarten, wenn man quasi-fixe Personalkosten in die Betrachtung einbezieht. Quasi-fixe Personalkosten fallen nicht nur unabhängig von der Wochenarbeitszeit an (Oi 1962). Sie sind zum Teil auch unabhängig von dem Zeitraum, in welchem ein Arbeitnehmer in einem Betrieb beschäftigt ist. Einarbeitungskosten sind hier nur ein möglicher Teilaspekt. Insbesondere dürften im vorliegenden Kontext auch Kosten der Suche, Auswahl und Einstellung von Personal von Bedeutung sein. Dies schließt auch Screening-Kosten ein, die während der Probezeit anfallen, um zu überprüfen, ob ein Arbeitnehmer für den Betrieb geeignet ist. Die Zuschüsse, die dem Arbeitgeber im Rahmen des Hamburger Kombilohnmodells während des Förderungszeitraums gewährt werden, lassen sich als über mehrere Monate hinweg verteilte Zuschüsse zu den anfallenden quasi-fixen Personalkosten interpretieren. Arbeitgeber dürften generell zurückhaltend sein, wenn es um die Einstellung von Arbeitnehmern geht, die eine geringere Wahrscheinlichkeit aufweisen, dass sie Anforderungen wie Zuverlässigkeit, geringe Fehlzeiten, Flexibilität oder körperliche und geistige Belastbarkeit erfüllen. Daniel und Siebert (2005) folgend dürften hierzu aus Arbeitgebersicht insbesondere ältere Arbeitnehmer, Geringqualifi-

zierte und Frauen zählen. Die Zielsetzung und Ausgestaltung des Hamburger Kombilohnmodells legt nahe, dass die Förderung insbesondere bei der Einstellung von Arbeitnehmern greift, die aus Arbeitgebersicht zu den Risikogruppen zählen. Somit senkt das Modell insbesondere bei den Risikogruppen die für die Arbeitgeber effektiv anfallenden quasi-fixen Personalnebenkosten, was die Bereitschaft erhöhen dürfte, Arbeitnehmer aus diesen Gruppen einzustellen und ihnen eine längerfristige Beschäftigungsperspektive in Aussicht zu stellen, sofern sie sich bewähren. Zusammenfassend lassen sich die Zuschüsse an den Arbeitgeber somit als Subvention der quasi-fixen Kosten auffassen, die bei der Einstellung und beim Screening von Arbeitnehmern aus Risikogruppen anfallen.

Bewähren sich die geförderten Arbeitnehmer und stellt der Arbeitgeber ihnen eine längerfristige Beschäftigungsperspektive in Aussicht, dann dürfte dies auch die längerfristigen Arbeitsanreize stärken. Dies ist insbesondere dann der Fall, wenn die geförderten Personen antizipieren, dass sie eine vergleichbare Chance nicht allzu schnell wieder erhalten werden. Darüber hinaus ist zu berücksichtigen, dass ebenfalls auf Arbeitnehmerseite quasi-fixe Kosten anfallen können. Gerade während der Probezeit müssen Arbeitnehmer Investitionen in Form von (bezahlten oder unbezahlten) Überstunden, geringeren Fehlzeiten und erhöhter Flexibilität und Leistungsbereitschaft tätigen, um dem Arbeitgeber die eigene Leistungsfähigkeit unter Beweis zu stellen und Zugang zu einer längerfristigen Beschäftigungsperspektive im Betrieb zu erhalten.<sup>7</sup> Der im Rahmen des Hamburger Modells gezahlte Zuschuss an die Arbeitnehmer kann als Subvention interpretiert werden, die dazu dient, die effektiv bei den Arbeitnehmern anfallenden fixen Kosten zu senken. Es ist zu erwarten, dass hierdurch bei den Arbeitnehmern der Anreiz gestärkt wird, eben diese Investitionen zu tätigen, um eine längerfristige Beschäftigungsperspektive in dem Betrieb zu erhalten. Selbst wenn der Arbeitgeber die Arbeitnehmer nach Ende der Förderung nicht weiter beschäftigen kann, so dürfte doch der erfolgreiche Abschluss der geförderten Tätigkeit ein wichtiges Signal für andere Arbeitgeber sein. Hierdurch werden letztlich die zu erwartenden Erträge der Suche nach einer neuen Beschäftigung erhöht, was zu einer Stärkung der längerfristigen Arbeitsanreize führen dürfte.

---

<sup>7</sup> Vgl. hierzu auch die theoretischen Analysen von Landers et al. (1996) und Bell/Hart (1999).

Insgesamt lassen sich über den Zeitraum der Förderung hinausgehende längerfristige Beschäftigungseffekte aus theoretischer Sicht somit durchaus begründen. Die durch die Förderung bedingte Verbesserung der Arbeitsmarktchancen könnte dazu führen, dass die Förderung insbesondere von jenen Gruppen in Anspruch genommen wird, die ansonsten nur geringe Aussichten auf einen Arbeitsplatz haben. Allerdings besteht aus theoretischer Sicht grundsätzlich auch die Möglichkeit, dass es bei dem Modell zu Mitnahmeeffekten kommt. Möglicherweise nehmen verstärkt solche Personen den Kombilohn in Anspruch, die aufgrund besonderer Produktivitätsmerkmale auch ohne Förderung einen Arbeitsplatz gefunden hätten. In diesem Fall wäre die Förderung im Rahmen des Hamburger Modells zumindest teilweise nicht die Ursache für die längerfristigen Beschäftigungseffekte, sondern würde einfach die ohnehin günstigeren Arbeitsmarktchancen der Teilnehmer widerspiegeln. Wir werden die durch den Kombilohn bei Arbeitgebern und Arbeitnehmern induzierten Selektions- und Selbstselektionsprozesse später in Abschnitt 5.2 noch ausführlich diskutieren. In welche Richtung diese Prozesse auch verlaufen mögen, grundsätzlich ist zu beachten, dass sie zu verzerrten Schätzungen der Beschäftigungseffekte des Hamburger Modells führen können. Die Teilnahme an der Förderung ist in diesem Fall nicht das Ergebnis eines reinen Zufallsprozesses. Dieser Aspekt spielt für die folgende empirische Analyse eine besondere Rolle, da sich das Problem stellt, eine geeignete Vergleichsgruppe nicht geförderter Personen zu finden. Mit der Methode des Propensity Score Matching wird versucht, die Vergleichsgruppe der Nichtteilnehmer so zu bestimmen, dass – ähnlich wie bei einem Experiment – die geförderten Personen und die Personen ohne Förderung Zufallsauswahlen aus derselben Population sein könnten.

#### **4 Methodischer Ansatz**

Bei der Evaluierung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen geht es darum, ob die Teilnahme an einer arbeitsmarktpolitischen Maßnahme die Arbeitsmarktchancen der betreffenden Personen steigert oder nicht. Zu diesem Zweck werden die Teilnehmer mit einer geeigneten Kontrollgruppe von Nichtteilnehmern im Hinblick auf einen Erfolgsindikator  $Y$  verglichen. Wird durch eine binäre Variable  $D$  die Teilnahme ( $D = 1$ ) bzw. Nichtteilnahme ( $D = 0$ ) an der Förderung bezeichnet, dann lässt sich der

Arbeitsmarkterfolg von Person  $i$  als Funktion von  $D$  schreiben:  $Y_i = Y_i(D_i)$ . Der individuelle Teilnahmeeffekt ( $T_i$ ) von Person  $i$  wäre somit gleich der Differenz der Arbeitsmarktchancen mit und ohne Teilnahme am Hamburger Kombilohnmodell:

$$T_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (1)$$

Das fundamentale Evaluationsproblem besteht nun darin, dass für dieselbe Person  $i$  nur der Erfolg bei Teilnahme oder bei Nichtteilnahme beobachtet werden kann. Da das kontrafaktische Arbeitsmarktergebnis nicht beobachtbar ist, kann der individuelle Teilnahmeeffekt nicht gemessen werden, sondern nur der durchschnittliche Teilnahmeeffekt. In der Regel ermitteln Evaluationsstudien den durchschnittlichen Teilnahmeeffekt für die Teilnehmer (ATT: average treatment effect on the treated).<sup>8</sup> Der ATT ist definiert als die Differenz des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe bei Teilnahme und des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe bei Nichtteilnahme:

$$ATT = E(T | D = 1) = E(Y(1) - Y(0) | D = 1) = E(Y(1) | D = 1) - E(Y(0) | D = 1) \quad (2)$$

Da auch hier die kontrafaktische Situation – also der durchschnittliche Erfolg der Teilnehmergruppe bei Nichtteilnahme  $E(Y(0) | D = 1)$  – nicht beobachtbar ist, steht der Forscher vor einem ähnlichen Problem wie beim individuellen Teilnahmeeffekt. Falls die Teilnahme an einer Maßnahme wie im Fall eines sozialen Experiments vollständig dem Zufall unterliegen würde, wäre der durchschnittliche Erfolg der Nichtteilnehmergruppe bei Nichtteilnahme  $E(Y(0) | D = 0)$  eine gute Approximation für  $E(Y(0) | D = 1)$ . Jedoch ist dies – wie in den meisten anderen Evaluationsstudien – in unserem Fall nicht gegeben. Die Teilnahme am Kombilohnmodell dürfte vielmehr das Ergebnis einer Selbstselektion sein. Beeinflussen bestimmte Charakteristika der Individuen sowohl die Teilnahme an der Maßnahme als auch die Arbeitsmarktchancen, dann liefert ein einfacher Mittelwertvergleich des Erfolgsindikators bei Teilnehmern

---

<sup>8</sup> Neben dem ATT kann auch der ATE (average treatment effect) ermittelt werden. Dies erfordert jedoch, dass auch der ATU (average treatment effect on the untreated) bestimmt wird. Somit wäre eine Konstruktion beider kontrafaktischer Situationen erforderlich.

und Nichtteilnehmern in der Regel verzerrte Resultate. Aufgrund der Selbstselektion werden sich die Arbeitsmarktchancen der beiden Gruppen auch ohne die Teilnahme an einer Maßnahme unterscheiden:

$$E(Y(0)|D=1) \neq E(Y(0)|D=0) \quad (3)$$

Um dieses Problem zu lösen, muss also eine adäquate Kontrollgruppe gefunden werden. Diese sollte sich in den relevanten Charakteristika, die Teilnahme und Arbeitsmarkterfolg beeinflussen, im Durchschnitt nicht mehr von der Teilnehmergruppe unterscheiden. Hierfür nutzen wir das Verfahren des Propensity Score Matching (PSM) (Rosenbaum/Rubin 1985).<sup>9</sup> Mit Hilfe des PSM kann die kontrafaktische Situation  $E(Y(0)|D=1)$  mit einer Kontrollgruppe simuliert werden. Jedem Teilnehmer werden Vergleichspersonen zugeordnet, die in Abhängigkeit der Charakteristika  $X$  eine gleiche Teilnahmewahrscheinlichkeit  $P(X) = P(D=1|X)$  besitzen, d.h. der mehrdimensionale Vektor  $X$  kann auf eine eindimensionale Wahrscheinlichkeit  $P(X)$  reduziert werden. Die Schätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeit erfolgt mittels einer Probit Regression. Eine Voraussetzung für das PSM ist die Einhaltung der CIA (Conditional Independence Assumption). D.h., der potenzielle Erfolg ist unabhängig von der Teilnahmezuordnung bedingt durch  $P(X)$ :

$$Y(0), Y(1) \perp\!\!\!\perp D | P(X) \quad (4)$$

Für die Ermittlung des ATT mit PSM ist jedoch die schwächere CMIA (Conditional Mean Independence Assumption) ausreichend. Hiernach muss gelten, dass der Erwartungswert des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe bei Nichtteilnahme und der Erwartungswert des durchschnittlichen Erfolges der

---

<sup>9</sup> Überblicke zu weiteren Evaluierungsansätzen und eine ausführlichere Darstellung der Matching-Methoden sind bei Heckman et al. (1999), Hagen/Fitzenberger (2004), Caliendo/Hujer (2006) sowie Caliendo/Kopeinig (2006) zu finden. Für das PSM nutzen wir die Software STATA 9.2 und das Programm von Leuven/Sianesi (2003). Ein Vorteil von PSM gegenüber anderen Methoden (z.B. Regressionsanalysen) ist, dass es sich um ein nicht-parametrisches Verfahren handelt. Damit müssen keine Annahmen über die funktionale Form getroffen werden.

Nichtteilnehmer gleich sind, wenn sich die Gruppen nicht in ihren Charakteristika unterscheiden:

$$E(Y(0)|D=1, P(X)) = E(Y(0)|D=0, P(X)) \quad (5)$$

Die CMIA setzt voraus, dass die Selektion in die Maßnahme ausschließlich auf der Basis beobachtbarer Merkmale erfolgt und keine Selektionsverzerrungen auf der Basis unbeobachteter Merkmale vorliegen. Dies mag als Schwachpunkt der verwendeten Methode gelten. Inwieweit die Annahme erfüllt und somit die Methode des Propensity Score Matching angemessen ist, hängt letztlich davon ab, wie reichhaltig der verwendete Datensatz ist, d.h. welche Informationen über die relevanten Merkmale der Personen bereitgestellt werden und für die Bestimmung des Propensity Scores in die Probit-Schätzung einfließen können.<sup>10</sup> Ein wichtiger Aspekt scheint hierbei u.a. in Informationen über die Arbeitsmarkthistorie der Personen zu liegen (Heckman et al. 1999). Grundsätzlich ließen sich Hinweise auf mögliche Selektionsverzerrungen durch einen Pre-Program-Test gewinnen, bei dem die Teilnehmergruppe und die Kontrollgruppe vor Maßnahmenbeginn im Hinblick auf die Variable für den Arbeitsmarkterfolg miteinander verglichen werden. Ein solcher Test ist jedoch nur dann sinnvoll, wenn in der Probit-Schätzung, die dem Matching zugrunde liegt, nicht für den Verlauf der vorangegangenen Arbeitslosigkeit kontrolliert wird. Werden jedoch – wie in der vorliegenden Untersuchung – erklärende Variablen für den vorangegangenen Arbeitslosigkeitsverlauf in die Probit-Schätzung aufgenommen und zeigen sich nach dem Matching zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe keine signifikanten Unterschiede, dann erscheint der Pre-Program-Test weniger sinnvoll.

Eine weitere Annahme, die beim PSM erfüllt sein muss, ist die Common Support bzw. Overlap Condition. Sie besagt, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit nicht perfekt

---

<sup>10</sup> Bei ihrer Evaluation von Lohnsubventionen in Schweden vergleichen Forslund et al. (2004) die Resultate des Propensity Score Matching mit denen von IV-Schätzungen. Die Autoren finden keine Evidenz für Selektionsverzerrungen durch unbeobachtete Variablen und gelangen zu dem Schluss, dass beide Wege zu ähnlich positiven Einschätzungen der Lohnsubventionen. Bemerkenswert ist dabei, dass ihr Set an erklärenden Variablen für die dem Matching zugrunde liegende Probit-Schätzung durchaus mit dem in unserer Untersuchung verwendeten Set vergleichbar ist.

vorausgesagt werden darf, damit immer noch eine Variation zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern besteht. Demnach müssen Personen mit identischen Charakteristika eine positive Wahrscheinlichkeit besitzen, sowohl zu den Teilnehmern als auch zu den Nichtteilnehmern zugehören. Nach Hagen und Fitzenberger (2004: 57) reicht für die Schätzung des ATT folgende Annahme aus:

$$P(D = 1 | X) < 1 \quad (6)$$

Eine zusätzliche Annahme – die so genannte SUTVA (Stable Unit-Treatment Value Assumption) – erfordert ferner, dass sowohl die Teilnahme an der Maßnahme als auch der Arbeitsmarkterfolg einzelner Personen unabhängig von der Teilnahme anderer Personen ist.<sup>11</sup> Im vorliegenden Kontext erscheint es plausibel, dass die SUTVA erfüllt ist. Zum einen wurde keiner Person die Teilnahme am Kombilohnmodell aufgrund einer bereits erreichten Obergrenze der Förderfälle oder des Fördervolumens verweigert. Zum anderen ist die Teilnehmerzahl im Vergleich zur Gesamtzahl der Beschäftigten und Arbeitslosen in Hamburg recht gering, so dass die Teilnahme einiger weiterer Personen die Arbeitsmarktchancen anderer Personen kaum beeinflussen sollte. Sind alle Annahmen erfüllt, so ist der durch PSM zu ermittelnde ATT definiert als:

$$ATT_{PSM} = E_{P(X)|D=1} \{E(Y(1) | D=1, P(X)) - E(Y(0) | D=0, P(X))\} \quad (7)$$

Für das PSM existieren verschiedene Varianten der Implementierung (z.B. Nearest Neighbour mit und ohne Zurücklegen, Caliper, Radius, Kernel). Wir haben mehrere Varianten und Spezifikationen mit unseren Daten ausprobiert. Insgesamt reagierten die Ergebnisvariablen nicht sehr sensitiv auf diese Veränderungen, was für ihre Robustheit spricht (Dehejia 2005). Schließlich haben wir uns für ein Verfahren entschieden, das unter Berücksichtigung verschiedener Balancing-Tests die beste Matching Qualität liefert und eine recht hohe Fallzahl in der Kontrollgruppe gewährleistet. Wir haben ein Single-Nearest Neighbour Matching mit Zurücklegen durchgeführt und den Teilnehmern alle Vergleichspersonen mit identischen Propensity Scores zugeordnet. Durch dieses Verfahren wird zum einen ausgeschlossen, dass Abweichungen in den Propensity Scores entstehen. Zum anderen wird eine möglichst hohe Zahl an

---

<sup>11</sup> Die SUTVA impliziert somit, dass keine allgemeinen Gleichgewichts- und Spillover-Effekte existieren.

Vergleichspersonen genutzt. Da einem Teilnehmer nun großteils mehr als eine Vergleichsperson gegenübersteht und einer Vergleichsperson auch mehrere Teilnehmer zugeordnet werden können, werden den Vergleichspersonen entsprechende Gewichtungsfaktoren zugeteilt.

## **5 Daten und Variablen**

### **5.1 Datenquellen**

Die Evaluation des Hamburger Kombilohnmodells erfolgt mit Daten, die von der Bundesagentur für Arbeit, dem Institut für Arbeitsmarktforschung und der Hamburger Behörde für Wirtschaft und Arbeit bereitgestellt wurden.<sup>12</sup> Vier Datenquellen wurden genutzt, um die erforderlichen Informationen für die Teilnehmergruppe (Hamburger Arbeitslose, die am Kombilohnmodell teilnehmen) und die entsprechende Kontrollgruppe (Hamburger Arbeitslose, die während des gesamten Untersuchungszeitraums nicht am Kombilohnmodell teilnehmen) zu erhalten:

- Hamburger Personendatenbank zum Kombilohn für die Teilnehmergruppe,
- Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien (IEB) für die Teilnehmer und Nichtteilnehmer,
- Zusatzvariablen aus den Daten zur Arbeitssuche aus dem Bewerberangebot (BewA) für die Teilnehmer und Nichtteilnehmer,
- Zusatzvariablen aus der Leistungsempfänger-Historik (LeH) für die Teilnehmer und Nichtteilnehmer.

Aus den Spell-Daten der IEB, BewA und LeH wurde ein Querschnittsdatensatz generiert, dem die Hamburger Daten zum Kombilohn zugespielt wurden. Dieser Querschnittsdatensatz enthält zunächst die Variablen für die Probit-Schätzungen, mit deren Hilfe eine Kontrollgruppe bestimmt wird. Diese Variablen werden zum Zeitpunkt des Förderbeginns gemessen. Bei den Teilnehmern handelt es sich dabei um den

---

<sup>12</sup> Für eine ausführliche Darstellung der Daten aus IEB, BewA und LeH vgl. FDZ-Datenreport Nr. 6/2005 (IEBS 1-0, Handbuch-Version 1.0.0).



tatsächlichen Start des Kombilohnes, während für die Nichtteilnehmer ein hypothetischer Förderbeginn generiert wurde. Da im Anschluss an das PSM die Beschäftigungschancen von Teilnehmern und Personen der Kontrollgruppe miteinander verglichen werden sollen, darf dieser hypothetische Förderbeginn kein fester Zeitpunkt sein, sondern muss analog zum tatsächlichen Förderbeginn der Teilnehmer variieren. Aus diesem Grunde generieren wir für die Nichtteilnehmer die hypothetischen Zeitpunkte, die als Startzeitpunkte für die Messung des Arbeitsmarktstatus dienen, per Zufallsprozess (Lechner 1999).<sup>13</sup> Bei dem Verfahren stellen wir sicher, dass die hypothetisch generierten Startzeitpunkte im gleichen Intervall liegen, wie die Förderbeginne der Teilnehmer. Um die Vergleichbarkeit zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern zu gewährleisten, müssen Nichtteilnehmer zum Zeitpunkt des zugeordneten hypothetischen Förderbeginns arbeitslos sein. Beobachtungen, bei denen diese Bedingung nicht erfüllt ist, werden aus der Analyse ausgeschlossen.

## **5.2 Variablen für die Probit-Schätzungen**

Die Förderung durch das Hamburger Kombilohnmodell steht grundsätzlich allen Arbeitslosen offen. Dies wirft die Frage nach den Selektionsmechanismen auf, die dazu führen, dass die Förderung nicht von allen, sondern nur von einem Teil der Arbeitslosen und Arbeitgeber in Anspruch genommen wird. Eine Möglichkeit könnte darin bestehen, dass auf der Ebene der Arbeitsagenturen eine mehr oder weniger informelle Selektion bei der Förderung erfolgt. Hierüber liegen jedoch keine Informationen vor. Demgegenüber ist davon auszugehen, dass der Kombilohn bereits durch seine spezifische Ausgestaltung quasi inhärent Selektions- bzw. Selbstselektionsmechanismen auf Arbeitgeber- bzw. Arbeitnehmerseite involviert.

Zunächst ist darauf hinzuweisen, dass das monatliche Arbeitseinkommen eine Höchstgrenze von 1.400 Euro nicht überschreiten darf, damit eine Förderung in Betracht kommt. Arbeitslose, die vergleichsweise gute Aussichten auf einen höher entlohnten Arbeitsplatz haben, werden somit eher ein geringes Interesse an dem Modell zeigen als

---

<sup>13</sup> Das Verfahren wird bei der Evaluation von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik sehr häufig verwendet (z.B. Heinze et al. 2005a, 2005b).

Arbeitslose, die – wenn überhaupt – nur Aussichten auf schlechter bezahlte Tätigkeiten haben. Auch aus Arbeitgebersicht ist die mit der Förderung verbundene Einkommenshöchstgrenze von Bedeutung. Möchte der Arbeitgeber den Lohnkostenzuschuss in Anspruch nehmen, dann kann er zumindest während des Förderungszeitraum nur niedrige Löhne zahlen und wird entsprechend nur weniger produktive Bewerber für die offenen Stellen attrahieren können. Steht für einen Arbeitgeber jedoch im Vordergrund, besonders produktive Bewerber anzulocken, dann wird er eher geneigt sein auf die Inanspruchnahme der Förderung zu verzichten und bereits während der ersten Monate des Beschäftigungsverhältnisses einen relativ hohen Lohn zahlen.

Des Weiteren ist zu erwarten, dass auch die Höhe des Kombilohns einen Einfluss auf die Selektions- bzw. Selbstselektionsprozesse ausübt. Auf der einen Seite dürfte ein monatlicher Zuschuss von maximal 250 Euro (125 Euro bei Teilzeitbeschäftigten) in Verbindung mit der eben diskutierten Einkommenshöchstgrenze aus Sicht von besonders produktiven Arbeitslosen wenig attraktiv sein. Auf der anderen Seite ist zu bezweifeln, dass die Höhe des Zuschusses bei Arbeitslosen mit besonders schwerwiegenden Arbeitsmarktproblemen (sehr geringe Motivation oder sonstige Handicaps) ausreichen wird, den Anreiz zur Arbeitsaufnahme in starkem Umfang zu steigern. Auch aus Arbeitgebersicht dürfte die Höhe des Zuschusses nicht ausreichen, Bewerbern mit besonders gravierenden Arbeitsmarktproblemen in größerem Umfang einzustellen und die damit verbundenen Risiken auf sich zu nehmen.

Insgesamt sprechen unsere Überlegungen dafür, dass die durch die spezifische Ausgestaltung des Kombilohnmodells bei Arbeitgebern und Arbeitslosen induzierten Selektions- bzw. Selbstselektionsprozesse dazu führen können, dass auf der einen Seite Personen mit eher guten Arbeitsmarktchancen und auf der anderen Seite aber Personen mit besonders gravierenden Arbeitsmarktproblemen eine geringere Wahrscheinlichkeit der Teilnahme am Kombilohnmodell aufweisen. Diese vielschichtigen Selektionsprozesse erfordern eine differenzierte Betrachtung der verschiedenen Merkmale arbeitsloser Personen. Im Einzelnen werden in die Probit-Schätzungen folgende beobachtbare Charakteristika aufgenommen, die nicht nur die

Teilnahmewahrscheinlichkeit am Kombilohnmodell, sondern auch die generellen Arbeitsmarktchancen der betreffenden Personen beeinflussen dürften:<sup>14</sup>

Die Qualifikation der Personen wird in Form des Schulabschlusses berücksichtigt. Folgende Kategorien wurden generiert: kein Abschluss (Referenz), Hauptschulabschluss, mittlere Reife, Fachhochschulreife, Abitur. In Zeiten zunehmender Globalisierung und qualifikationsverzerrter technologischer Änderungen haben sich die Arbeitsmarktperspektiven von Geringqualifizierten zunehmend verschlechtert. Vor diesem Hintergrund sind Geringqualifizierte eine Zielgruppe des Hamburger Kombilohnmodells. In der Tat ist zu erwarten, dass Geringqualifizierte eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit aufweisen als Qualifizierte. Erstens dürften Qualifizierte, die eine Arbeit aufnehmen, häufiger ein Einkommen über der Höchstgrenze von 1.400 Euro erzielen. Da das Kombilohnmodell für sie eher selten zum Tragen kommt, wird es die Anreize der Qualifizierten zur Arbeitsaufnahme wenig beeinflussen. Demgegenüber dürfte der Kombilohn bei Geringqualifizierten mit ansonsten geringen Verdienstmöglichkeiten die Arbeitsanreize in stärkerem Maße beeinflussen. Zweitens wird durch die Lohnkostenzuschüsse für die Arbeitgeber ein Anreiz geschaffen, in Arbeitsplätze im Niedriglohnbereich zu investieren. Dies werden eher Arbeitsplätze für Geringqualifizierte sein. Zusammenfassend ist somit zu erwarten, dass sich insbesondere Geringqualifizierte mit ansonsten geringen Arbeitsmarktchancen in die Förderung sortieren, um ihre Arbeitsmarktperspektive zu verbessern.

Um geschlechtsspezifische Einflussfaktoren zu berücksichtigen, wird eine Dummy-Variable aufgenommen, die den Wert Eins erhält, wenn es sich bei der Person um eine Frau handelt. Frauen weisen in der Regel eine überproportionale Verantwortung für die

---

<sup>14</sup> Es ist darauf hinzuweisen, dass die Auswahl der Variablen für die Bestimmung der Kontrollgruppe primär unter Berücksichtigung der Matching-Qualität erfolgt und eine erschöpfende Analyse der Determinanten der Teilnahme am Kombilohnmodell nicht im Vordergrund steht. Wir haben mit einer Reihe von alternativen Spezifikationen experimentiert. Auf der Basis von Balancing-Tests haben wir uns schließlich für eine sparsame Parameterisierung entschieden und nur die wichtigsten Variablen in die Probit-Schätzung einbezogen (vgl. Caliendo/Kopeinig 2006 zu den Vorteilen einer sparsamen Parametrisierung). Dabei ist auch zu betonen, dass sich die Ergebnisse als robust gegenüber Änderungen der Spezifikation erweisen. Dies spricht ebenfalls für die Güte der Schätzungen (Dehejia 2005).

Haushaltsproduktion auf, was sich sowohl auf ihre generellen Arbeitsmarktchancen als auch auf die Wahrscheinlichkeit ihrer Teilnahme am Kombilohnmodell auswirken dürfte. Ceteris paribus dürfte die überproportionale Verantwortung für die Haushaltsproduktion bei Frauen zu höheren Fehlzeiten (z.B. bei Pflege eines kranken Familienmitglieds) und zu einer geringeren Flexibilität (z.B. beim Ableisten von Überstunden) führen. Während dies schlechtere Arbeitsmarktchancen von Frauen impliziert, lässt sich zugleich aber auch eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit von Frauen am Kombilohnmodell erwarten. Männer als „Hauptverdiener“ in einer Familie haben – mit oder ohne Kombilohn – einen vergleichsweise starken Arbeitsanreiz. Demgegenüber sind für Frauen stärkere finanzielle Anreize erforderlich, um die doppelte Belastung von Familie und Erwerbstätigkeit auf sich zu nehmen. Da Frauen in der Regel ein geringeres Einkommen erzielen als Männer, dürfte ihr Einkommen zudem eher unter der Grenze von 1.400 Euro liegen.<sup>15</sup> Auf Arbeitgeberseite mag durch den Lohnkostenzuschuss die Bereitschaft steigen, weiblichen Bewerberinnen eine Chance zu geben und zu erproben, ob sie in der Lage sind, ihre Erwerbstätigkeit mit der überproportionalen Verantwortung für die Familie zu vereinbaren.

Es ist zu erwarten, dass die vorangegangene Argumentation in noch stärkerem Maße für Alleinerziehende gilt. Alleinerziehende dürften aufgrund ihrer besonders starken Verantwortung für ihre Kinder generell schlechtere Arbeitsmarktchancen haben. Durch das Hamburger Kombilohnmodell werden nicht nur die Anreize für Arbeitgeber gestärkt, Alleinerziehenden eine Chance zu geben. Darüber hinaus erhalten Alleinerziehende einen Anreiz, die für sie besonders starke Doppelbelastung von Kindererziehung und Erwerbstätigkeit auf sich zu nehmen.

Für das Alter der Personen wurden die folgenden Kategorien generiert: unter 25 Jahre (Referenz), 25 bis unter 40 Jahre, 40 bis unter 50 Jahre, 50 und mehr Jahre.<sup>16</sup> Als

---

<sup>15</sup> Vgl. Hübler (2003) für einen Überblick über geschlechtsspezifische Lohnunterschiede.

<sup>16</sup> Alternativ haben wir auch mit einer stetigen Variable für das Alter experimentiert. Die Balancing-Tests sprechen jedoch dafür, dass sich bei der Verwendung der Dummy-Variablen für die verschiedenen Altersgruppen ein besseres Matching erzielen lässt. Dies macht inhaltlich durchaus Sinn, da es bei der Einstellung bzw. Nichteinstellung von Bewerbern altersbezogene Schwellenwerte geben kann und somit

Gründe für die geringeren Wiedereingliederungschancen älterer Arbeitsloser werden häufig obsoleete Qualifikationen, eine geringere Leistungsfähigkeit oder Diskriminierung durch Arbeitgeber genannt. Ein anderer zentraler Grund lässt sich nach Hutchens (1986) jedoch auch darin sehen, dass Betriebe, die eine Senioritätsentlohnung und innerbetriebliche Karrierepfade als Anreizinstrumente einsetzen, ein geringeres Interesse an der Neueinstellung Älterer haben.<sup>17</sup> Damit innerbetriebliche Karrierepfade und Senioritätslöhne ihre Anreizwirkungen entfalten können, müssen neu eingestellte Arbeitskräfte, die zunächst auf den unteren Stufen der Karriereleitern beschäftigt werden oder eine Entlohnung unterhalb ihrer Produktivität erhalten, über eine langfristige Beschäftigungsperspektive im Betrieb verfügen. Nur so können sie erwarten, dass sie in den Genuss künftiger Lohnerhöhungen kommen. Da ältere Personen bei gegebenem Renteneintrittsalter einen vergleichsweise kurzen Beschäftigungshorizont haben, schafft eine Senioritätsentlohnung für sie nur unzureichende Leistungsanreize. Vor diesem Hintergrund ist fraglich, ob die im Rahmen des Hamburger Kombilohnmodells gewährten Lohnkostenzuschüsse Arbeitgeber dazu bewegen können, verstärkt ältere Bewerber einzustellen, da sich in Betrieben mit Senioritätsentlohnung weiterhin das Problem der geeigneten Anreize für Ältere stellt. Es ist vielmehr zu erwarten, dass Arbeitgeber die Lohnkostenzuschüsse eher in Anspruch nehmen, um jüngere Arbeitskräfte einzustellen. Somit dürfte sich das Alter einer Person nicht nur negativ auf die generellen Arbeitsmarktchancen, sondern auch auf die Teilnahme an der Förderung auswirken. Oder anders formuliert: Es dürften sich eher jüngere Arbeitnehmer mit ohnehin besseren Arbeitsmarktchancen in das Kombilohnmodell sortieren.

Für die Dauer der aktuellen Arbeitslosigkeit wurden die folgenden Kategorien generiert: unter 6 Monate (Referenz), 6 bis unter 12 Monate, 12 bis unter 24 Monate, 24 bis unter

---

keine stetige, sondern eine durch Sprungstellen gekennzeichnete Beziehung zwischen Alter und Arbeitsmarktchancen besteht.

<sup>17</sup> Heywood et al. (2005) bestätigen für Deutschland, dass Betriebe mit einer Senioritätsentlohnung zwar einen größeren Anteil älterer Arbeitnehmer beschäftigen, gleichzeitig aber deutlich zurückhaltender bei der Einstellung älterer Arbeitnehmer sind. Dieses Resultat entspricht der internationalen Evidenz für Hong Kong, Großbritannien, Australien und die USA.

36 Monate, 36 und mehr Monate.<sup>18</sup> Die Länge der Arbeitslosigkeit wirkt sich aufgrund von Stigmatisierungseffekten und der Entwertung von Humankapital negativ auf die Arbeitsmarktchancen aus. Auch wenn Langzeitarbeitslose zur Zielgruppe des Hamburger Kombilohnmodells gehören, ist aus theoretischer Sicht jedoch fragwürdig, ob diese Gruppe durch das Modell angesprochen werden kann. Zum einen können sich mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit Entmutigungseffekte bei den Betroffenen einstellen, die sich selbst mit verstärkten finanziellen Arbeitsanreizen nur schwer überwinden lassen. Zum anderen bleibt auch unklar, ob die Lohnkostenzuschüsse an die Arbeitgeber ausreichen, der Stigmatisierung von Langzeitarbeitslosen entgegenzuwirken. Vor dem Hintergrund dieser Überlegungen lässt sich durchaus erwarten, dass die Dauer der Arbeitslosigkeit nicht nur die generellen Arbeitsmarktchancen, sondern auch die Teilnahmewahrscheinlichkeit am Kombilohnmodell verringert. Oder anders formuliert: Aus theoretischer Sicht ist es durchaus plausibel, dass sich verstärkt Personen mit einer geringen Arbeitslosigkeitsdauer in das Modell sortieren, die auch ohne Förderung vergleichsweise gute Arbeitsmarktchancen hätten.

Zusätzlich wurde eine Dummy-Variable generiert, die angibt, ob die Person mehrfach arbeitslos war. Auch bei Mehrfacharbeitslosigkeit ist davon auszugehen, dass sowohl ein Einfluss auf die generellen Arbeitsmarktchancen als auch ein Einfluss auf die Teilnahme am Kombilohnmodell besteht.

Wir berücksichtigen ebenfalls, ob eine Person zuvor im Rahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik an einer Trainingsmaßnahme teilgenommen hat. Sofern die Maßnahme geeignet ausgestaltet war, dürfte sich ein positiver Einfluss auf die Arbeitsmarktchancen einstellen. Demgegenüber ist der zu erwartende Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Förderung durch das Kombilohnmodell nicht eindeutig. Auf der einen Seite mag die Trainingsmaßnahme die Notwendigkeit verringern, zusätzliche finanzielle Anreize zur Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt in Anspruch zu nehmen. Auf der anderen Seite mögen Arbeitgeber die Lohnkostenzuschüsse nutzen,

---

<sup>18</sup> Ähnlich wie beim Alter haben wir ebenfalls bei der Arbeitslosigkeitsdauer mit einer stetigen Variable experimentiert. Auch bei der Arbeitslosigkeitsdauer sprechen die Balancing-Tests dafür, dass sich ein besseres Matching erzielen lässt, wenn Dummy-Variablen verwendet werden.

um Bewerber einzustellen, bei denen eine vergleichsweise hohe Arbeitsleistung und Motivation zu erwarten ist. Die Teilnahme an der Trainingsmaßnahme mag in diesem Kontext als Signal für die Leistungsbereitschaft und -fähigkeit einer Person gelten.<sup>19</sup>

Schließlich wird für gesundheitliche Einschränkungen kontrolliert. Es ist zu erwarten, dass Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen geringere Arbeitsmarktchancen aufweisen. Der Einfluss gesundheitlicher Einschränkungen auf die Teilnahme am Kombilohnmodell kann aus theoretischer Sicht sowohl positiv als auch negativ ausfallen. Auf der einen Seite könnte durch die Lohnkostenzuschüsse die Bereitschaft von Arbeitgebern gesteigert werden, auch Bewerbern mit gesundheitlichen Einschränkungen eine Chance zu geben. Auf der anderen Seite könnten die Produktivitätsnachteile von Arbeitnehmern mit gesundheitlichen Einschränkungen derart gravierend sein, dass Arbeitgeber selbst bei einem Lohnkostenzuschuss von der Beschäftigung dieser Personen absehen. Aus Sicht der Arbeitslosen könnte eine Arbeitsaufnahme bei einer gesundheitlichen Belastung mit einer hohen Belastung verbunden sein, so dass auch der Kombilohn nicht hinreicht, stärkere Arbeitsanreize zu schaffen.

---

<sup>19</sup> Grundsätzlich könnte gefragt werden, inwieweit es sich bei der Variable für die Trainingsmaßnahme tatsächlich um eine pre-treatment Variable handelt oder ein „admissibility problem“ im Sinne von Lechner (1998) vorliegt. Personen könnten in der Erwartung der Förderung noch vor dem Förderbeginn an der Trainingsmaßnahme teilnehmen, z.B. um ihre Chance auf einen durch einen Kombilohn geförderten Arbeitsplatz zu erhöhen. Wir können die Möglichkeit dieses Problem zwar nicht völlig ausschließen. Gegen das Vorliegen des Problems spricht jedoch, dass unsere Dummy-Variable den Wert Eins annimmt, wenn eine Person irgendwann während der Arbeitslosigkeit an einer Trainingsmaßnahme teilgenommen hat. D.h., die Variable erfasst ebenfalls länger zurückliegende Maßnahmen, die auch in früheren Arbeitslosigkeitsperioden liegen können. Es erscheint unwahrscheinlich, dass eine Person langfristig planen kann, dass sie aufgrund der Trainingsmaßnahme nun genau einen im Rahmen des Kombilohnmodells geförderten Arbeitsplatz erhält. Vielmehr erscheint es plausibler, dass sie an der Maßnahme teilnimmt, um generell ihre Chancen auf einen Arbeitsplatz (mit oder ohne Kombilohn) zu verbessern. Dies führt später dazu, dass sich auch die Aussicht auf einen durch einen Kombilohn geförderten Arbeitsplatz verbessern. Als Robustheits-Check haben wir die empirische Analyse auch ohne die Variable für Trainingsmaßnahmen durchgeführt. Es ergaben sich sehr ähnliche Ergebnisse.

### 5.3 Ergebnisvariablen

Neben den bereits beschriebenen Variablen für die Probit-Schätzungen werden Ergebnisvariablen für den Arbeitsmarkterfolg benötigt, um Teilnehmer und auf der Basis der Propensity Scores zugeordnete Nichtteilnehmer miteinander vergleichen zu können. In der Literatur finden sich verschiedene Indikatoren für die Messung des arbeitsmarktpolitischen Erfolgs (z.B. Hagen 2003). Unterschiedliche Indikatoren können durchaus zu unterschiedlichen Einschätzungen führen, was den Erfolg einer arbeitsmarktpolitischen Maßnahme anbelangt. Im Folgenden nehmen wir daher eine etwas ausführlichere Diskussion der möglichen Vor- und Nachteile verschiedener Erfolgsindikatoren vor. Die Unterschiede zwischen den Erfolgsindikatoren lassen sich verdeutlichen, wenn man zunächst die folgende Identität berücksichtigt:

$$Z_i(D) = B_{t+\Delta t}(D) + F_{t+\Delta t}(D) + M_{t+\Delta t}(D) + A_{t+\Delta t}(D) + R_{t+\Delta t}(D) \quad (8)$$

Der Förderbeginn bei der Gruppe der Teilnehmer ( $D=1$ ) bzw. hypothetische Förderbeginn bei der Kontrollgruppe ( $D=0$ ) sei mit  $t$  bezeichnet, während ein bestimmter betrachteter Zeitpunkt nach tatsächlichem bzw. hypothetischem Förderbeginn durch  $t + \Delta t$  dargestellt wird. Die Zahl der Teilnehmer am Kombilohnmodell bzw. der Nichtteilnehmer wird mit  $Z_i(1)$  bzw.  $Z_i(0)$  bezeichnet. Zum Zeitpunkt  $t + \Delta t$  lässt sich diese Gesamtzahl folgendermaßen aufspalten: die Zahl  $B_{t+\Delta t}(D)$  der Personen in ungeförderter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung, die Zahl  $F_{t+\Delta t}(D)$  der Personen in geförderter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung (Kombilöhner oder Teilnehmer an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen wie z.B. EGZ oder ABM), die Zahl  $M_{t+\Delta t}(D)$  der Personen in Arbeitsmarktmaßnahmen ohne sozialversicherungspflichtige Beschäftigung (z.B. Trainingsmaßnahmen), die Zahl der arbeitslos gemeldeten Personen  $A_{t+\Delta t}(D)$  sowie die Zahl  $R_{t+\Delta t}(D)$  der Personen mit nicht näher spezifiziertem Verbleib. Zu den letzteren Personen zählen diejenigen, die nicht mehr am Erwerbsleben partizipieren. Dies schließt auch die Stille Reserve ein, d.h. die Personen, die sich aufgrund von Entmutigungseffekten nicht mehr arbeitslos melden. Zu den Personen mit nicht näher spezifiziertem Verbleib zählen z.B. aber auch Personen, die sich selbständig gemacht haben.



Der erste Erfolgsindikator besteht in der Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt im Sinne eines ungeförderten oder aber auch geförderten sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnisses. Der ATT zum Zeitpunkt  $t + \Delta t$  ist bei Verwendung dieses Indikators:

$$ATT_{t+\Delta t}^a = \frac{B_{t+\Delta t}(1) + F_{t+\Delta t}(1)}{Z_t(1)} - \frac{B_{t+\Delta t}(0) + F_{t+\Delta t}(0)}{Z_t(0)} \quad (9)$$

In der folgenden empirischen Analyse wird dieser Indikator im Vordergrund stehen. Um zu überprüfen, inwieweit die gewonnenen Ergebnisse von der Wahl des Erfolgsindikators abhängen, werden zusätzlich aber auch zwei weitere Erfolgsmaße berücksichtigt. Ein alternativer Indikator wertet nur die ungeförderte sozialversicherungspflichtige Beschäftigung als arbeitsmarktpolitischen Erfolg, sodass sich der ATT wie folgt ergibt:

$$ATT_{t+\Delta t}^b = \frac{B_{t+\Delta t}(1)}{Z_t(1)} - \frac{B_{t+\Delta t}(0)}{Z_t(0)} \quad (10)$$

Unterschiede zwischen den beiden Indikatoren (9) und (10) ergeben sich insbesondere dadurch, dass die durch das Kombilohnmodell geförderten Beschäftigungsverhältnisse beim zweiten Indikator nicht als arbeitsmarktpolitischer Erfolg angesehen werden. Somit wird der ATT auf jeden Fall negativ ausfallen, solange sich die Mehrzahl der Teilnehmer in der Förderung befindet und ein Teil der Personen aus der Kontrollgruppe während dieser Zeit eine ungeförderte Beschäftigung findet. Die Wahl des Erfolgsindikators hängt dabei letztlich von der wirtschaftspolitischen Zielsetzung ab. Sieht man Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik ausschließlich als eine Art Katalysator an, um Beschäftigungsverhältnisse zu stimulieren, die mittel- oder langfristig auch ohne jegliche staatliche Förderung Bestand haben, dann wird man auf den zweiten Indikator zurückgreifen und die Teilnahme am Kombilohnmodell noch nicht als einen Erfolg, sondern eher als ein Lock-in-Phänomen werten. Erst wenn sich nach Ende der Förderung positive Beschäftigungseffekte zeigen, wird dies als arbeitsmarktpolitischer Erfolg eingestuft. Sieht man es demgegenüber bereits als Erfolg an, wenn für Arbeitslose und Arbeitgeber Anreize geschaffen werden können, Beschäftigungsverhältnisse einzugehen und aufrechtzuerhalten, die ansonsten nicht zu Stande gekommen wären, dann wird man auch die geförderte

sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in die Evaluation einbeziehen und somit den ersten Indikator wählen.

Einschränkend sei an dieser Stelle allerdings darauf hingewiesen, dass der verwendete Datensatz und das Design der vorliegenden Untersuchung es nicht gestatten, die durch das Kombilohnmodell induzierten Anreize zur Arbeitsaufnahme direkt zu untersuchen. Bei Start der Förderung (Monat 0) fallen Ergebnisvariable (9) und Treatment-Indikator zusammen.<sup>20</sup> Im vorliegenden Kontext liegt der Vorteil von Ergebnisvariable (9) gegenüber Ergebnisvariable (10) vielmehr darin, dass die Förderungsperiode differenzierter evaluiert werden kann. Da bei Ergebnisvariable (10) nur ungeforderte sozialversicherungspflichtige Beschäftigung als arbeitsmarktpolitischer Erfolg gewertet wird, spielt es für die Evaluation einer Maßnahme keine Rolle, ob ein Teilnehmer die Maßnahme beendet oder z.B. nach einem Monat die Teilnahme abbricht und wieder arbeitslos wird. Demgegenüber gestattet Ergebnisvariable (9) zwischen Abbruch und fortgesetzter Teilnahme zu differenzieren. Die beständige Teilnahme an der Maßnahme wird nicht genauso bewertet wie ein vorzeitiger Abbruch der Maßnahme, der mit der Rückkehr in die Arbeitslosigkeit verbunden ist. Ergebnisvariable (9) wertet während des Förderungszeitraums ausschließlich den letzteren Fall als Misserfolg. Durch Verwendung dieser Variable lassen sich Hinweise gewinnen, wie stark die Anreize für Teilnehmer und Arbeitgeber sind, die Beschäftigungsverhältnisse während der Förderung aufrechtzuerhalten. Dies ist gerade beim Hamburger Kombilohn von

---

<sup>20</sup> Eine Möglichkeit, diesem Aspekt Rechnung zu tragen, könnte auf den ersten Blick darin bestehen, die Kontrollgruppe auf jene Nichtteilnehmer zu beschränken, die zu dem Zeitpunkt eine Stelle finden, zu welchem die Teilnehmer die durch den Kombilohn geförderte Beschäftigungsverhältnisse aufnehmen. Das Problem dieses Ansatzes besteht jedoch darin, dass sich hierdurch die Fragestellung der Untersuchung verschiebt. Die Untersuchung würde auf die Frage reduziert, ob durch das Modell geförderte Beschäftigungsverhältnisse in größerem oder geringerem Maße zum Arbeitsmarkterfolg beitragen als nicht durch den Kombilohn geförderte Beschäftigungsverhältnisse. Die vorliegende Evaluation zielt demgegenüber auf die breitere und arbeitsmarktpolitisch relevantere Frage ab, inwieweit die Teilnahme am Kombilohn mit besseren Arbeitsmarktchancen verbunden ist als die Nichtteilnahme. Diese Frage lässt sich nur dann beantworten, wenn auch berücksichtigt wird, dass Personen ohne eine Förderung möglicherweise keine Beschäftigung finden.

besondere Bedeutung, da es hier in beträchtlichem Ausmaß zu einer vorzeitigen Beendigung der geförderten Beschäftigungsverhältnisse kommt.

Schließlich wird in der folgenden Analyse mit den gemeldeten Arbeitslosen eine dritte Ergebnisvariable betrachtet, die sich als inverses Maß des Arbeitsmarkterfolgs interpretieren lässt. Der ATT ist in diesem Fall:

$$ATT_{t+\Delta t}^c = \frac{A_{t+\Delta t}(1)}{Z_t(1)} - \frac{A_{t+\Delta t}(0)}{Z_t(0)} \quad (11)$$

Ist die Förderung erfolgreich, dann ist der so berechnete ATT negativ. Der Arbeitsmarkterfolg der Maßnahme lässt sich dann als  $|ATT_{t+\Delta t}^c| = -ATT_{t+\Delta t}^c$  schreiben. Dieses Erfolgsmaß kann von den anderen beiden Erfolgsindikatoren abweichen. Wir wollen dies verdeutlichen, indem wir das dritte Erfolgsmaß mit dem ersten Indikator aus (9) vergleichen. Betrachtet man den Fall, dass die Förderung erfolgreich ist, so ergibt sich unter Berücksichtigung von (8):

$$|ATT_{t+\Delta t}^c| \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} ATT_{t+\Delta t}^a \Leftrightarrow \frac{M_{t+\Delta t}(1) + R_{t+\Delta t}(1)}{Z_t(1)} \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} \frac{M_{t+\Delta t}(0) + R_{t+\Delta t}(0)}{Z_t(0)} \quad (12)$$

Ob der durch den dritten Indikator ausgewiesene Arbeitsmarkterfolg größer oder kleiner ausfällt als der durch den ersten Indikator gemessene Erfolg, hängt davon ab, ob der Anteil der Personen in arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen ohne sozialversicherungspflichtige Beschäftigung bzw. der Anteil der Personen mit nicht näher spezifiziertem Verbleib in der Teilnehmergruppe oder in der Kontrollgruppe höher ausfällt. Ist z.B. der Anteil derjenigen, die aufgrund von Entmutigungseffekten in die Stille Reserve abwandern in der Kontrollgruppe deutlich höher, dann ist der auf Basis der Arbeitslosenquoten berechnete Arbeitsmarkterfolg der Förderung niedriger als der auf der Basis der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnisse berechnete Erfolg.<sup>21</sup> Auch in diesem Fall ist es eine Frage der wirtschaftspolitischen Zielsetzung, welchen Indikator man wählt. Besteht die Zielsetzung primär in der Vermeidung gemeldeter Arbeitslosigkeit und ist es weniger relevant, ob dies durch

---

<sup>21</sup> Dies zeigt sich bei der Hartz-Evaluation (Heinemann et al. 2006). Die ermittelten Fördereffekte fallen hier tendenziell höher aus, wenn sozialversicherungspflichtige Beschäftigung als Erfolgsindikator verwendet wird.

zusätzliche sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse oder verstärkte Abwanderung in die Stille Reserve geschieht, dann dürfte eher der dritte Erfolgsindikator angezeigt sein. Wird demgegenüber die Abwanderung in die Stille Reserve ebenfalls als ein arbeitsmarktpolitisches Problem angesehen, dann ist auch die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung als Erfolgsindikator zu betrachten. Allerdings ist hier einschränkend anzumerken, dass sich  $R_{t+\Delta t}(D)$  nicht nur aus der Stillen Reserve zusammensetzt und eine entsprechend vorsichtige Interpretation angezeigt sein kann. Die Wahl des Indikators wird somit auch davon abhängen, wie man den Umfang der Stillen Reserve einschätzt.

Um den ATT entsprechend Gleichung (9) für unterschiedliche Zeitpunkte zu berechnen, werden zunächst binäre Variablen generiert, die jeweils den Wert Eins annehmen, falls die Person einen Monat bzw. zwei, drei, vier, ..., zwanzig Monate nach Förderbeginn sozialversicherungspflichtig beschäftigt ist. Ein analoges Vorgehen wird für die Berechnung des ATT entsprechend Gleichung (10) bzw. (11) gewählt. Die Messung der Wirkung ab Maßnahmestart bzw. Förderbeginn ist in den meisten Evaluationsstudien zu finden (z.B. Gerfin/Lechner 2002; Heinze et al. 2005b). Um auch längerfristige Wirkungen zu messen, wurde die Stichprobe auf einen Förderbeginn vor dem 01.04.2003 eingegrenzt. Hierdurch ist es möglich den Wiedereingliederungserfolg mit den verfügbaren Daten bis zwanzig Monate nach Förderbeginn zu beobachten. Da die Förderungshöchstdauer zehn Monate beträgt, kann somit auch die Wirkung des Modells nach Auslaufen der Förderung untersucht werden. Darüber hinaus hat die Eingrenzung den entscheidenden Vorteil, dass das Hamburger Kombilohnmodell in dieser ersten Phase keinen Veränderungen unterlag (vgl. Abschnitt 2). Insgesamt bleiben 696 Teilnehmer am Hamburger Kombilohn für die Ermittlung des ATT mit PSM übrig, denen in unserer Ausgangsschätzung eine ungewichtete (gewichtete) Kontrollgruppe von 3867 (696) Personen gegenübersteht.

## 6 Empirische Resultate

### 6.1 Determinanten der Teilnahme am Kombilohnmodell

Die Ergebnisse der Probit-Schätzung, mit deren Hilfe den Teilnehmern am Kombilohnmodell eine Kontrollgruppe von Nichtteilnehmern zugeordnet wurde, finden sich in Tabelle 1. Diese Zuordnung dient als Grundlage für die in den Abbildungen 1, 7, 8 und 9 dargestellten Vergleiche von Teilnehmern und Nichtteilnehmern. In den anderen Abbildungen finden sich separate Analysen für bestimmte Teilgruppen von Teilnehmern (z.B. Abbrecher vs. Nichtabbrecher).<sup>22</sup> Für jede der Teilgruppen wurde jeweils eine eigene Probit-Schätzung durchgeführt, um eine passende Kontrollgruppe zu bestimmen.<sup>23</sup> Diese Probit-Schätzungen sowie die zugehörigen Balancing-Tests werden aus Platzgründen nicht ausgewiesen.

---

<sup>22</sup> Wir weisen alternative Differenzierungen aus (Abbrecher/Nichtabbrecher, Übernommene/Nicht-Übernommene, Bildungsgutschein genutzt/nicht genutzt, Vollzeit/Teilzeit, Zeitarbeit/keine Zeitarbeit), weil wir diese alternativen Differenzierungen ökonomisch bzw. wirtschaftspolitisch für gleichermaßen wichtig halten und daher keiner Differenzierung den ausschließlichen Vorrang geben möchten. Im Mittelpunkt der Analyse stehen somit unterschiedliche institutionelle Ausgestaltungen und Verläufe des Kombilohnmodells. Selbstverständlich könnte eine Möglichkeit darin bestehen, ausgehend von einer Basisdifferenzierung noch feinere Unterteilungen vorzunehmen. Beispielsweise könnten für Frauen und Männer getrennt Abbrecher und Nichtabbrecher miteinander verglichen werden. Wir nehmen diese feineren Unterteilungen nicht vor, da sie zu sehr kleinen Fallzahlen führen. Eine ausführliche Analyse heterogener Teilnahmeeffekte erfolgt im nächsten Kapitel VII.

<sup>23</sup> Ein alternatives Vorgehen könnte in einem Nested Logit oder in einem Probit mit Sample Selection bestehen. Hierbei werden die Determinanten der Teilnahme am Kombilohn und z.B. die Determinanten des Abbruchs der Maßnahme gleichzeitig mittels ML geschätzt, um zu überprüfen, ob die IIA-Annahme erfüllt ist oder nicht.

Tabelle 1: Probit Schätzung zur Ermittlung der Propensity Scores

	Teilnahme am Kombilohn
Frau	0,152*** (0,047)
Hauptschulabschluss	-0,094 (0,061)
mittlere Reife	-0,171** (0,073)
Fachhochschulreife	-0,261** (0,112)
Abitur/Hochschulreife	-0,510*** (0,091)
Arbeitslosendauer 6-12 Monate	-0,509*** (0,055)
Arbeitslosendauer 12-24 Monate	-0,658*** (0,057)
Arbeitslosendauer 24-36 Monate	-0,664*** (0,098)
Arbeitslosendauer über 36 Monate	-0,850*** (0,119)
gesundheitliche Einschränkungen	-0,243*** (0,059)
mehrfache Arbeitslosigkeit	0,349*** (0,068)
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	0,182*** (0,048)
Alter 25-40 Jahre	-0,176** (0,069)
Alter 40-50 Jahre	-0,391*** (0,076)
Alter über 50 Jahre	-0,834*** (0,088)
Alleinerziehend	0,178* (0,097)
Konstante	-0,795*** (0,097)
Fallzahl	7571
Pseudo R <sup>2</sup>	0,123
LR Chi <sup>2</sup>	572,670

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern. Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\*1%-Niveau.

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken und Balancing der einzelnen Variablen

	Sample	Mittelwert		Standardisierte Differenz		t-Wert	p> t
		Kombilohn	Kontrollgruppe	% Fehler	% Fehlerreduktion		
Propensity Score	Unmatched	0,168	0,084	92,40		26,40	0,00
	Matched	0,168	0,168	0,00	100,00	0,00	1,00
Frau	Unmatched	0,418	0,370	9,90		2,51	0,01
	Matched	0,418	0,424	-1,20	88,10	-0,39	0,69
Hauptschulabschluss	Unmatched	0,493	0,497	-0,90		-0,23	0,82
	Matched	0,493	0,496	-0,60	36,00	-0,19	0,85
mittlere Reife	Unmatched	0,204	0,182	5,60		1,43	0,15
	Matched	0,204	0,200	1,10	80,50	0,36	0,72
Fachhochschulreife	Unmatched	0,049	0,050	-0,50		-0,12	0,90
	Matched	0,049	0,049	0,00	100,00	0,00	1,00
Abitur/Hochschulreife	Unmatched	0,073	0,128	-18,30		-4,20	0,00
	Matched	0,073	0,070	1,00	94,80	0,38	0,71
Arbeitslosigkeitsdauer 6-12 Monate	Unmatched	0,263	0,286	-5,20		-1,30	0,19
	Matched	0,263	0,263	0,00	100,00	0,00	1,00
Arbeitslosigkeitsdauer 12-24 Monate	Unmatched	0,207	0,340	-30,20		-7,15	0,00
	Matched	0,207	0,211	-1,00	96,80	-0,36	0,72
Arbeitslosigkeitsdauer 24-36 Monate	Unmatched	0,042	0,090	-19,40		-4,32	0,00
	Matched	0,042	0,040	0,60	97,00	0,24	0,81
Arbeitslosigkeitsdauer über 36 Monate	Unmatched	0,023	0,098	-32,00		-6,60	0,00
	Matched	0,023	0,026	-1,20	96,20	-0,63	0,53
Gesundheitliche Einschränkungen	Unmatched	0,135	0,253	-30,20		-6,95	0,00
	Matched	0,135	0,129	1,50	95,10	0,57	0,57
Mehrfache Arbeitslosigkeit	Unmatched	0,897	0,791	29,40		6,66	0,00
	Matched	0,897	0,902	-1,60	94,60	-0,65	0,52
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	Unmatched	0,395	0,257	29,70		7,82	0,00
	Matched	0,395	0,394	0,30	99,00	0,10	0,92
Alter 25-40 Jahre	Unmatched	0,526	0,358	34,30		8,77	0,00
	Matched	0,526	0,533	-1,50	95,70	-0,49	0,63
Alter 40-50 Jahre	Unmatched	0,224	0,257	-7,70		-1,89	0,06
	Matched	0,224	0,226	-0,30	95,60	-0,12	0,91
Alter über 50 Jahre	Unmatched	0,079	0,308	-60,50		-12,85	0,00
	Matched	0,079	0,078	0,40	99,40	0,18	0,86
Alleinerziehend	Unmatched	0,069	0,038	14,00		4,02	0,00
	Matched	0,069	0,063	2,60	81,70	0,78	0,44

Anmerkungen: Die Angaben vor dem Matching (unmatched) beziehen sich auf die Mittelwerte der gesamten Stichprobe, die für das Probit genutzt wurde, während die Angaben nach dem Matching nur die gewichteten Kontrollpersonen enthalten.

Die Resultate in Tabelle 1 entsprechen überwiegend den theoretischen Erwartungen. Die Qualifikation einer Person wirkt sich negativ auf die Teilnahme aus. Oder umgekehrt formuliert: Geringqualifizierte weisen eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit auf. Dies bedeutet, dass diese Zielgruppe in der Tat durch das Kombilohnmodell angesprochen wird. Des Weiteren werden Frauen und Alleinerziehende sowie Personen, die zuvor an einer Trainingsmaßnahme

teilgenommen haben, mit größerer Wahrscheinlichkeit gefördert. Demgegenüber weisen Personen mit höherem Alter sowie mit gesundheitlichen Einschränkungen eine geringere Wahrscheinlichkeit der Förderung auf. Bemerkenswert ist, dass eine längere Dauer der aktuellen Arbeitslosigkeit die Wahrscheinlichkeit der Förderung ebenfalls verringert. Langzeitarbeitslose stellen neben den Geringqualifizierten eine weitere Zielgruppe des Hamburger Modells dar. Offensichtlich wird die Zielgruppe der Langzeitarbeitslosen durch das Modell nicht hinreichend angesprochen. Allerdings weisen Personen mit Mehrfacharbeitslosigkeit eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit auf. Dieses überraschende Ergebnis könnte möglicherweise dadurch erklärt werden, dass Mehrfacharbeitslose auf der einen Seite zwar ein höheres Risiko der Arbeitslosigkeit aufweisen, auf der anderen Seite aber durch besondere Leistungsbereitschaft und -fähigkeit auch vergleichsweise gute Chancen der Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt haben. Diese Personen mögen die Förderung durch den Kombilohn als einen Weg nutzen, um der aktuellen Arbeitslosigkeit zu entkommen und eine neue Beschäftigung zu finden.

Die Tabellen 2, 3 und 4 weisen die Ergebnisse verschiedener Balancing-Tests aus, die alle dafür sprechen, dass das auf Basis des Probit-Modells vorgenommene Matching als gelungen angesehen werden kann. Insgesamt bleiben 696 Teilnehmer am Hamburger Kombilohn für die Ermittlung des ATT mit PSM übrig, denen eine ungewichtete (gewichtete) Kontrollgruppe von 3.867 (696) Personen gegenübersteht. Im Einzelnen haben wir folgende Balancing-Tests durchgeführt: Tabelle 2 enthält ein Vergleich der Mittelwerte einzelner Variablen vor und nach dem Matching. Während vor dem Matching die Merkmale der Teilnehmer und Vergleichspersonen fast alle signifikant unterschiedlich sind, existieren nach dem Matching keine signifikanten Unterschiede mehr. Dies kommt auch durch die Reduktion der standardisierten Differenzen zum Ausdruck. Tabelle 3 enthält einen weiteren Test, der das gemeinsame Balancing aller Variablen berücksichtigt (Hotelling's  $T^2$ ). Auch hier existieren nach dem Matching keine signifikanten Unterschiede mehr in den einzelnen Perzentilen der Propensity Scores. Zusätzlich wurde eine Probit-Regression nach dem Matching durchgeführt, deren Erklärungsgehalt nahe Null sein sollte, wenn sich die Teilnehmer und Nichtteilnehmer in den Merkmalsausprägungen nicht mehr unterscheiden. Tabelle 4 zeigt, dass dies auch der Fall ist. Es ist somit eine Kontrollgruppe bestimmt worden, die



im Hinblick auf die beobachtbaren Charakteristika mit der Gruppe der Teilnehmer am Hamburger Kombilohnmodell vergleichbar ist.

*Tabelle 3: Balancing aller Variablen*

Quantil	Hotelling T <sup>2</sup>	F-Wert	p>F
1	0,000	0,000	1,000
2	0,000	0,000	1,000
3	8,348	0,809	0,620
4	18,240	1,095	0,357
5	10,870	0,660	0,834
6	2,059	0,143	1,000
7	5,982	0,362	0,990
8	15,980	1,042	0,409
9	1,628	0,106	1,000
10	0,842	0,069	1,000

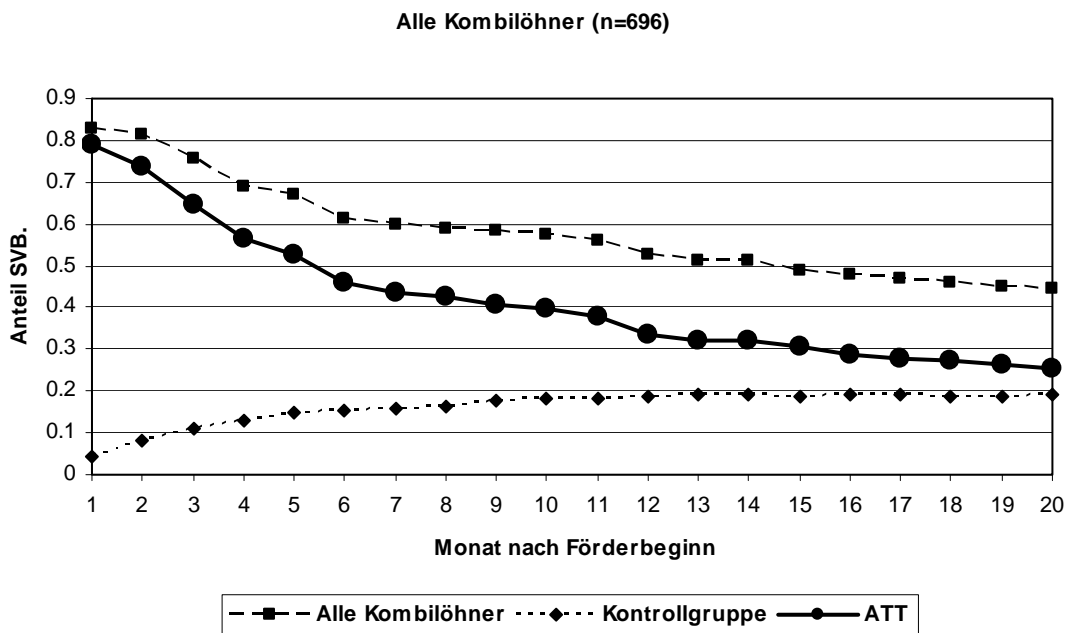
*Tabelle 4: Erklärungsgehalt der Probit Schätzung vor und nach dem PSM*

	Pseudo R <sup>2</sup>	LR Chi <sup>2</sup>	p>chi <sup>2</sup>
Unmatched	0,123	572,670	0,000
Matched	0,001	3,800	0,999

## 6.2 Sozialversicherungspflichtige Beschäftigung

Im Folgenden verwenden wir zunächst sozialversicherungspflichtige Beschäftigung als Indikator für den Arbeitsmarkterfolg, wobei es sich entsprechend Gleichung (9) sowohl um ein ungeförderes als auch um ein geförderes Beschäftigungsverhältnis handeln kann. In Abbildung 1 sind vom ersten Monat bis zum zwanzigsten Monat nach Beginn der Förderung sowohl für die Teilnehmer als auch für die durch das Propensity Score Matching zugeordnete Kontrollgruppe die Anteile derjenigen eingetragen, die sich in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung befinden. Betrachtet man die Kontrollgruppe, dann steigt der Anteil der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten während des betrachteten Zeitraums von rund 4% auf 19% an. Durch entsprechende Suchprozesse gelingt es auch Personen ohne Kombilohn, mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit einen Arbeitsplatz zu finden. Betrachtet man die Gruppe der durch

den Kombilohn geförderten Personen, dann ist bemerkenswert, dass sich bereits nach einem Monat nur noch 83% derjenigen, die den Kombilohn in Anspruch genommen haben, in einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnis befinden. D.h., bei 17% der durch Kombilohn geförderten Personen kommt es bereits innerhalb des ersten Monats zu einem Abbruch.



*Abbildung 1: Wiedereingliederungserfolg von allen Teilnehmern am Kombilohn im Vergleich zu den gematchten Nichtteilnehmern (Verbleib in ungeförderter und geförderter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung)*

Der Anteil derjenigen mit einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnis verringert sich im Zeitablauf weiter bis auf rund 45% zum Ende des Betrachtungszeitraums. Dabei dürften in den ersten Monaten Abbrüche dominieren. Später dürfte das Auslaufen zeitlich befristeter Arbeitsverträge primär für den Rückgang verantwortlich sein. Das Auslaufen zeitlich befristeter Arbeitsverträge führt dann zu einem Rückgang sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung, wenn nicht alle betroffenen Arbeitnehmer im Anschluss unmittelbar einen neuen Arbeitsplatz finden. Über die gesamten zwanzig Monate hinweg ist der Anteil derjenigen mit sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung in der Gruppe der durch den Kombilohn geförderten Personen jedoch deutlich höher als in der Kontrollgruppe. Der Unterschied in den Anteilen zwischen der Gruppe der Teilnehmer und der Gruppe der

Nichtteilnehmer wird durch die ATT-Kurve zum Ausdruck gebracht. Selbst zwanzig Monate nach Förderbeginn beträgt der Unterschied in den Anteilen 25 Prozentpunkte. Dies ist insbesondere deshalb bemerkenswert, weil die Förderungshöchstdauer zehn Monate beträgt. D.h., das Hamburger Kombilohnmodell entfaltet bei den Teilnehmern längerfristig positive Beschäftigungseffekte, die auch nach Ende der Förderung fortbestehen.

Tabelle 5 zeigt, dass die in Abbildung 1 dargestellten positiven Teilnahmeeffekte statistisch gesichert sind. In allen 20 Monaten weist die Teilnehmergruppe einen auf dem 1%-Niveau signifikant höheren Anteil an sozialversicherungspflichtig beschäftigten Personen auf als die ihr mittels Propensity Score Matching zugeordnete Kontrollgruppe.<sup>24</sup> In der Tabelle werden auch die Unterschiede, die sich nach dem Matching zeigen, mit den Unterschieden verglichen, die sich vor dem Matching ergeben. Die Unterschiede in den Anteilen sozialversicherungspflichtig Beschäftigter fallen vor dem Matching um einige Prozentpunkte höher aus als nach dem Matching. Betrachtet man z.B. die beiden Gruppen nach 20 Monaten, dann fällt der Unterschied vor dem Matching mit fast 31 Prozentpunkten um über 5 Prozentpunkte höher aus als der Unterschied, der sich nach dem Propensity Score Matching ergibt. D.h., würden die mit den beobachtbaren Charakteristika der Personen verbundenen Selektions- bzw. Selbstselektionsprozesse bei der Evaluation des Hamburger Modells nicht berücksichtigt werden, dann käme es zu einer (eher mäßigen) Überschätzung des Teilnahmeeffektes.

---

<sup>24</sup> Aus Gründen der Übersichtlichkeit und da die ermittelten Teilnahmeeffekte signifikant sind, verzichten wir im Folgenden auf eine weitere Darstellung in Tabellenform und auch auf den Ausweis von Konfidenzintervallen in den Abbildungen.

*Tabelle 5: Vergleich des Wiedereingliederungserfolges von Kombilöhnern und Kontrollgruppe vor und nach dem Matching (Verbleib in ungeförderter und geförderter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung)*

	Sample	Mittelwerte				
		Kombilohn	Kontrollgruppe	Differenz	t-Wert	p> t
SVB_1	Unmatched	0,830	0,029	0,801	102,54	0,00
	Matched	0,830	0,041	0,790	88,88	0,00
SVB_2	Unmatched	0,816	0,054	0,762	78,11	0,00
	Matched	0,816	0,080	0,736	74,25	0,00
SVB_3	Unmatched	0,754	0,069	0,685	62,65	0,00
	Matched	0,754	0,108	0,646	58,18	0,00
SVB_4	Unmatched	0,691	0,084	0,607	50,99	0,00
	Matched	0,691	0,128	0,563	47,10	0,00
SVB_5	Unmatched	0,672	0,098	0,575	45,64	0,00
	Matched	0,672	0,147	0,526	42,71	0,00
SVB_6	Unmatched	0,614	0,105	0,508	39,02	0,00
	Matched	0,614	0,154	0,460	36,26	0,00
SVB_7	Unmatched	0,596	0,111	0,485	36,41	0,00
	Matched	0,596	0,159	0,437	34,15	0,00
SVB_8	Unmatched	0,588	0,117	0,471	34,76	0,00
	Matched	0,588	0,163	0,424	32,92	0,00
SVB_9	Unmatched	0,583	0,121	0,462	33,62	0,00
	Matched	0,583	0,177	0,406	31,12	0,00
SVB_10	Unmatched	0,576	0,122	0,454	32,91	0,00
	Matched	0,576	0,180	0,396	30,20	0,00
SVB_11	Unmatched	0,559	0,129	0,430	30,60	0,00
	Matched	0,559	0,181	0,377	28,68	0,00
SVB_12	Unmatched	0,524	0,131	0,393	27,78	0,00
	Matched	0,524	0,188	0,337	25,36	0,00
SVB_13	Unmatched	0,510	0,131	0,379	26,78	0,00
	Matched	0,510	0,191	0,319	23,98	0,00
SVB_14	Unmatched	0,511	0,133	0,379	26,63	0,00
	Matched	0,511	0,190	0,322	24,17	0,00
SVB_15	Unmatched	0,490	0,135	0,355	24,84	0,00
	Matched	0,490	0,186	0,304	22,94	0,00
SVB_16	Unmatched	0,478	0,137	0,342	23,83	0,00
	Matched	0,478	0,191	0,288	21,60	0,00
SVB_17	Unmatched	0,470	0,137	0,333	23,20	0,00
	Matched	0,470	0,190	0,280	21,02	0,00
SVB_18	Unmatched	0,461	0,135	0,326	22,79	0,00
	Matched	0,461	0,187	0,274	20,68	0,00
SVB_19	Unmatched	0,450	0,134	0,315	22,12	0,00
	Matched	0,450	0,187	0,263	19,89	0,00
SVB_20	Unmatched	0,445	0,138	0,308	21,40	0,00
	Matched	0,445	0,194	0,252	18,93	0,00

Anmerkungen: Die Angaben vor dem Matching (unmatched) beziehen sich auf die Mittelwerte in der Grundgesamtheit, während die Angaben nach dem Matching nur die gewichteten Kontrollpersonen enthalten.

Beim Hamburger Kombilohnmodell kommt es recht häufig zu einem vorzeitigen Abbruch. Bei den 696 betrachteten Teilnehmern kam es in 45% der Fälle zu einem arbeitnehmer- oder arbeitgeberseitigen Abbruch. Dies legt nahe eine getrennte Analyse für Abbrecher und Nichtabbrecher durchzuführen. Dabei wurden sowohl für die Abbrecher als auch für die Nichtabbrecher getrennte Propensity-Score-Schätzungen durchgeführt, um die jeweilige Kontrollgruppe von Nichtteilnehmern zu ermitteln. Zusätzlich wurde mit einer Probit-Schätzung den Nichtabbrechern eine passende Gruppe von Abbrechern zugeordnet, um einen direkten Vergleich von Nichtabbrechern und Abbrechern zu ermöglichen. Abbildung 2 zeigt den ATT für Nichtabbrecher in Relation zur Vergleichsgruppe der Abbrecher. Wenig überraschend ist, dass die Nichtabbrecher besser abschneiden als die Abbrecher. So weisen die Nichtabbrecher zwanzig Monate nach Förderbeginn einen um rund 26 Prozentpunkte höheren Anteil an sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnissen auf als die Abbrecher.

Abbildung 2 zeigt darüber hinaus den Unterschied in den Anteilen sozialversicherungspflichtiger Beschäftigungsverhältnisse zwischen der Gruppe der Nichtabbrecher und der ihr zugeordneten Kontrollgruppe von Nichtteilnehmern sowie zwischen der Gruppe der Abbrecher und der dieser Gruppe zugeordneten Kontrollgruppe von Nichtteilnehmern. Diese Betrachtung bestätigt, dass der positive Beschäftigungseffekt der Förderung bei den Nichtabbrechern deutlich höher ausfällt als bei den Abbrechern. Zwanzig Monate nach Förderbeginn weist die Gruppe der Teilnehmer, die nicht vorzeitig abgebrochen haben, gegenüber der zugeordneten Gruppe der Nichtteilnehmer einen um rund 36 Prozentpunkte höheren Anteil an sozialversicherungspflichtig Beschäftigten auf. Die Gruppe der Teilnehmer, die vorzeitig abgebrochen hat, weist demgegenüber nur einen um 12 Prozentpunkte höheren Anteil gegenüber der entsprechenden Kontrollgruppe auf. Bemerkenswert ist dabei jedoch, dass das Kombilohnmodell selbst in den Fällen, in denen es zu einem vorzeitigen Abbruch kommt, die Beschäftigungsaussichten der Geförderten verbessern kann. Eine Erklärung könnte darin bestehen, dass die Teilnahme am Kombilohnmodell selbst bei einem vorzeitigen Abbruch zumindest partiell ein positives Signal für andere Arbeitgeber darstellt und somit die Suche nach einem alternativen Arbeitsplatz erleichtert.

Nichtabbrecher (n=385), Abbrecher (n=311)

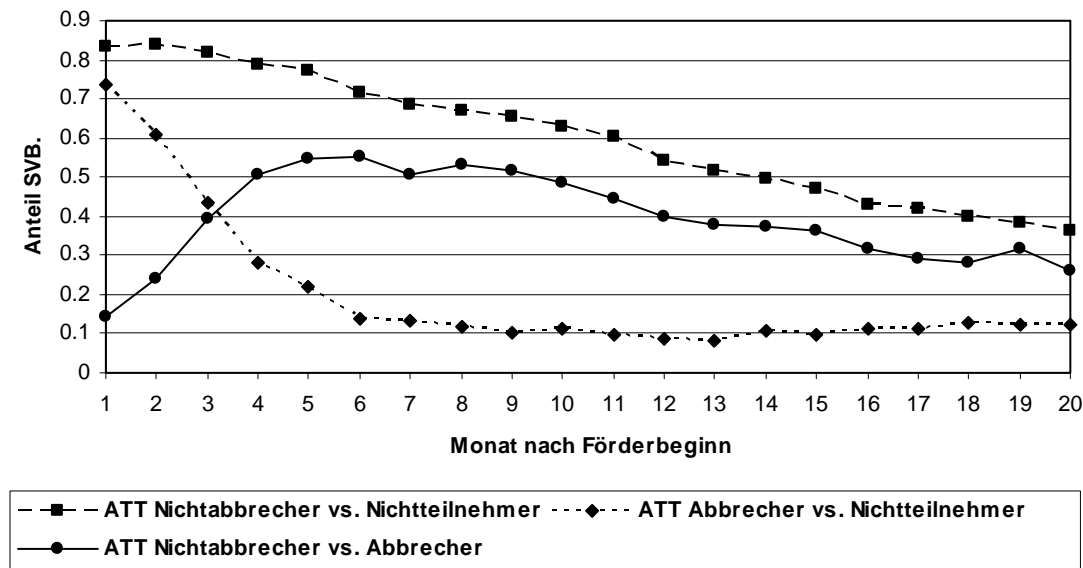


Abbildung 2: Wiedereingliederungserfolg von Abbrechern und Nicht-Abbrechern (Verbleib in ungeförderter und geförderter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung)

Bei denjenigen, die nicht vorzeitig abgebrochen haben, lässt sich eine weitere Differenzierung vornehmen. Abbildung 3 zeigt getrennte Analysen für Personen, die nach Förderende übernommen wurden, und Personen, die nicht übernommen wurden. Dabei wurden für jede Teilgruppe wieder separate Propensity-Score-Schätzungen durchgeführt, um die jeweils passende Kontrollgruppe zu bestimmen. Zunächst ist festzuhalten, dass fast 73% der Nichtabbrecher nach Förderende vom Arbeitgeber übernommen wurde. Dies spricht für die im Theorieteil aufgestellte Hypothese, dass das Hamburger Kombilohnmodell auch deshalb längerfristige Beschäftigungseffekte entfalten kann, weil das Screening während der Probezeit subventioniert und damit die effektiv anfallenden Personalfixkosten senkt. Vor diesem Hintergrund ist es auch wenig überraschend, dass bei den übernommenen Teilnehmern der Wiedereingliederungseffekt gegenüber ihrer Kontrollgruppe größer ausfällt als bei den nicht übernommenen Teilnehmern. Die Gruppe der übernommenen Teilnehmer hat zwanzig Monate nach Beginn der Förderung einen um 42 Prozentpunkte höheren Anteil sozialversicherungspflichtiger Beschäftigungsverhältnisse als ihre Kontrollgruppe. Aber auch bei nicht übernommenen Teilnehmern zeigt sich ein deutlich positiver Beschäf-

tigungseffekt der Förderung. Zwanzig Monate nach Beginn der Förderung und damit zehn Monate über die maximale Förderungsdauer hinausgehend weist die Gruppe der nicht übernommenen Teilnehmer gegenüber der ihr zugeordneten Kontrollgruppe einen um rund 21 Prozentpunkte höheren Anteil an sozialversicherungspflichtig Beschäftigten auf. Zum einen könnten diese Teilnehmer während der Förderung Qualifikationen und Erfahrungen erworben haben, die sie auch bei anderen Arbeitgebern verwerten können. Zum anderen dürfte die nicht abgebrochene Förderung ein starkes Signal für die Leistungsbereitschaft und -fähigkeit der betreffenden Personen darstellen. Die hiermit verbundenen Arbeitsmarktperspektiven dürften zudem einen über die Förderung hinausgehenden längerfristigen Arbeitsanreiz schaffen.

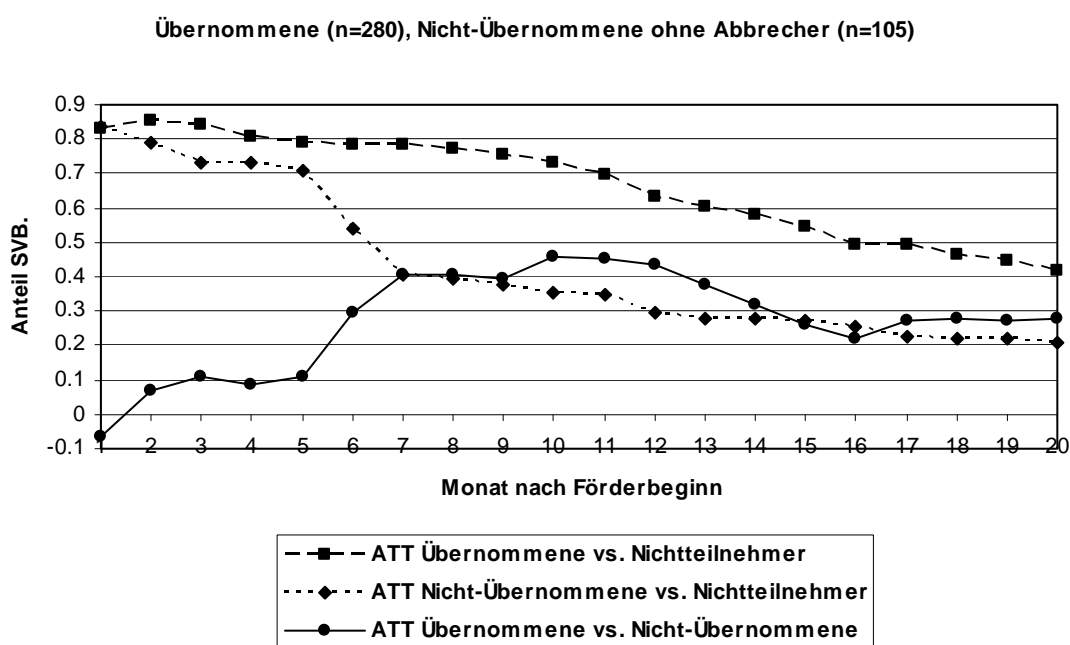


Abbildung 3: Wiedereingliederungserfolg von übernommenen und nicht übernommenen Kombilöhnern (Verbleib in ungeförderter und geförderter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung)

Das Hamburger Kombilohnmodell schließt einen Qualifizierungsgutschein mit ein. Dieser Qualifizierungsgutschein wird jedoch nicht sehr häufig in Anspruch genommen. Von den 696 geförderten Personen haben nur rund 9% den Qualifizierungsgutschein genutzt. Somit bietet es sich an, eine getrennte Analyse für Teilnehmer mit und ohne Nutzung des Qualifizierungsgutscheins vorzunehmen. Auch hier wurden wieder separate Propensity-Score-Schätzungen durchgeführt, um die jeweils passende

Kontrollgruppe zu bestimmen. Abbildung 4 verdeutlicht, dass der Beschäftigungseffekt bei Teilnehmern, die den Qualifizierungsgutschein eingelöst haben, größer ausfällt als bei Teilnehmern, die den Qualifizierungsgutschein nicht eingelöst haben. Zwanzig Monate nach Förderbeginn haben geförderte Personen mit Qualifizierungsgutschein einen um rund 37 Prozentpunkte höheren Anteil an sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnissen als die ihnen zugeordneten Nichtteilnehmer. Aber auch wenn der Gutschein nicht in Anspruch genommen wurde, ist der Beschäftigungseffekt beachtlich. Die Gruppe der Teilnehmer ohne Inanspruchnahme des Bildungsgutscheins weist zwanzig Monate nach Förderbeginn einen um rund 24 Prozentpunkte höheren Anteil an sozialversicherungspflichtig Beschäftigten auf als die ihr zugeordnete Kontrollgruppe. Zum einen könnten Teilnehmer, die den Qualifizierungsgutschein nicht in Anspruch genommen haben, zusätzliches Humankapital auf der Basis von „Learning by Doing“ und „Training on the Job“ erwerben. Zum anderen könnte bei diesen Teilnehmern weniger die Humankapitalakkumulation, sondern vielmehr die Verringerung der effektiv anfallenden Fixkosten durch Subventionierung der Screening-Phase im Vordergrund stehen.

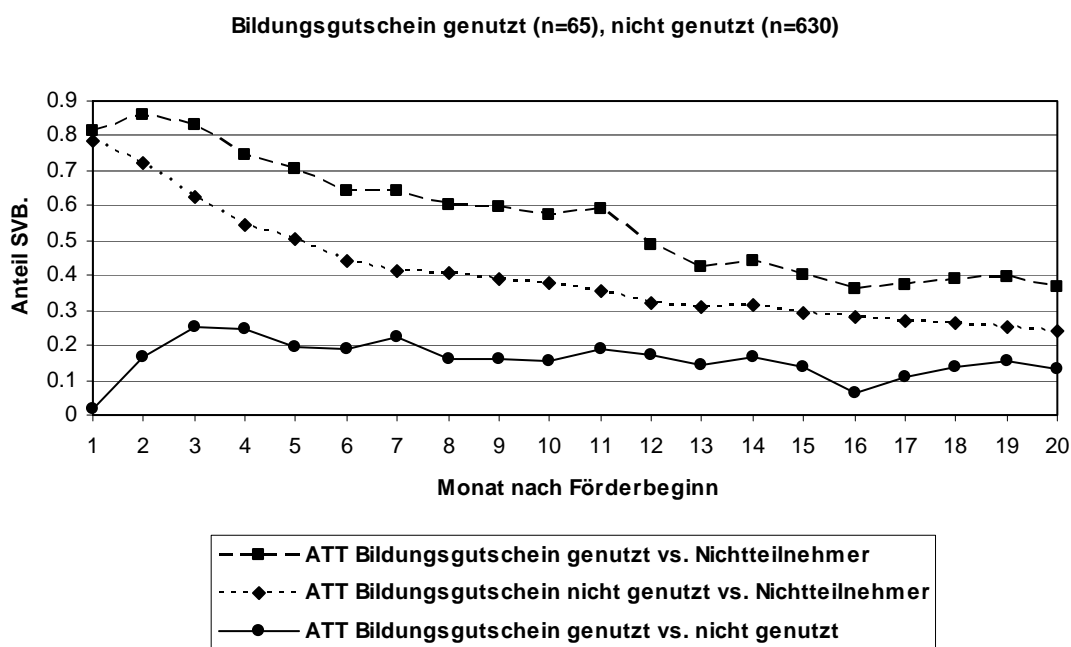


Abbildung 4: Wiedereingliederungserfolg von Kombilöhnern, die den Bildungsgutschein eingelöst haben (Verbleib in ungeförderter und geförderter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung)



Im Rahmen des Hamburger Kombilohnmodells werden sowohl Teilzeitbeschäftigte als auch Vollzeitbeschäftigte gefördert, wobei Teilzeitbeschäftigte geringere Zuschüsse erhalten und eine kürzere Förderungshöchstdauer haben. Von den hier betrachteten geförderten Personen hatten rund 35% eine geförderte Teilzeitbeschäftigung. In Abbildung 5 wird die Analyse getrennt für teilzeitbeschäftigte und vollzeitbeschäftigte Kombilöhner durchgeführt, wobei die passenden Kontrollgruppen auf der Basis erneuter Probit-Schätzungen bestimmt wurden. Bei geförderter Teilzeitbeschäftigung wie auch bei geförderter Vollzeitbeschäftigung lassen sich deutlich positive Beschäftigungseffekte feststellen, wobei der Effekt bemerkenswerterweise bei den teilzeitbeschäftigten Kombilöhnern höher ausfällt. Eine Erklärung für den stärker ausgeprägten Beschäftigungseffekt bei geförderter Teilzeitbeschäftigung könnte darin bestehen, dass hier insbesondere für Frauen Beschäftigungsverhältnisse gefördert werden, die eine Vereinbarkeit von Familie und Beruf gestatten und somit die langfristige Bindung an den Arbeitsmarkt erhöhen.<sup>25</sup>

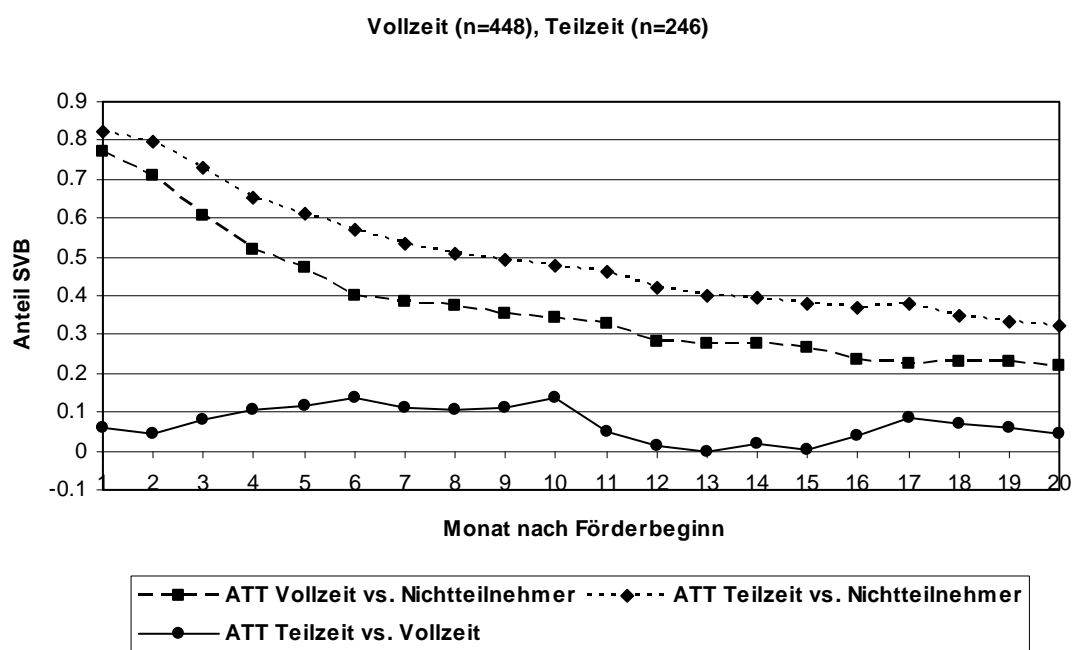


Abbildung 5: Wiedereingliederungserfolg von teilzeit- und vollzeitbeschäftigten Kombilöhnern (Verbleib in geförderter und ungeförderter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung)

<sup>25</sup> Zu den größeren Teilnahmeeffekten von Frauen vergleiche auch Abschnitt 3.2 in Kapitel VII.

Zeitarbeit (n=243), keine Zeitarbeit (n=454)

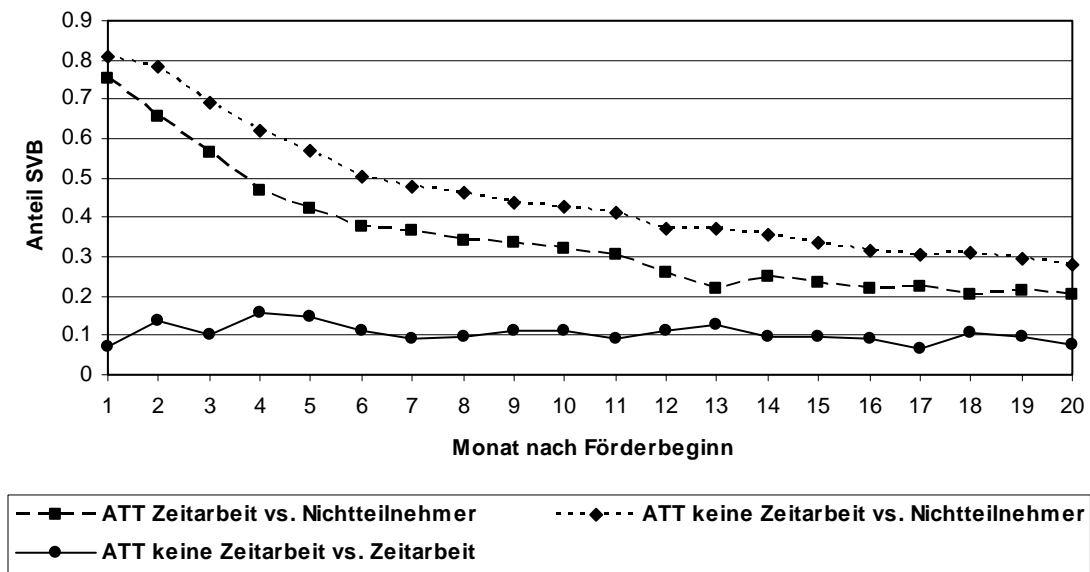


Abbildung 6: Wiedereingliederungserfolg von Kombilöhnern in Zeitarbeit und nicht in Zeitarbeit (Verbleib in geförderter und ungeförderter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung)

Ein nicht unbeträchtlicher Teil der geförderten Personen findet ein gefördertes Beschäftigungsverhältnis in einer Zeitarbeitsfirma. In der verwendeten Stichprobe sind dies immerhin 35%. Dies wirft die Frage auf, ob auch die Förderung von Tätigkeiten in Zeitarbeitsfirmen längerfristige Beschäftigungseffekte entfalten kann. In Abbildung 6 werden entsprechend separate Analysen für eine Förderung in Zeitarbeitsfirmen und eine Förderung in anderen Firmen durchgeführt, wobei der Betrachtung erneute Propensity-Score-Schätzungen zu Grunde liegen. Die Abbildung zeigt, dass der Beschäftigungseffekt einer Förderung in den anderen Firmen zwar stärker ausfällt, dass aber gleichzeitig auch die Förderung von Tätigkeiten in Zeitarbeitsfirmen einen deutlichen positiven Effekt hat. Bei der Gruppe der in anderen Firmen geförderten Personen beträgt der Unterschied zu ihrer Kontrollgruppe zwanzig Monate nach Förderbeginn 28 Prozentpunkte. Bei der Gruppe der in Zeitarbeitsfirmen geförderten Personen beträgt der Unterschied zu ihrer Kontrollgruppe immerhin 20 Prozentpunkte. Für den positiven Effekt einer Förderung von Tätigkeiten in Zeitarbeitsfirmen gibt es zwei mögliche Erklärungen. Zum einen können auch Beschäftigungsverhältnisse in Zeitarbeitsfirmen längerfristig ausgerichtet sein. Zum anderen könnte die Tätigkeit in

einer Zeitarbeitsfirma Kontaktmöglichkeiten zu anderen Arbeitgebern schaffen, bei denen ein Arbeitnehmer später eine Beschäftigung findet.

### **6.3 Ungeförderte sozialversicherungspflichtige Beschäftigung**

In Abbildung 7 wird die ungeförderte sozialversicherungspflichtige Beschäftigung entsprechend Gleichung (10) als Erfolgsindikator zu Grunde gelegt. Für die Gruppe der Nichtteilnehmer bedeutet dies, dass Beschäftigungsverhältnisse, die z.B. durch Eingliederungszuschüsse oder Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen zu Stande kommen, nicht mehr als Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt gewertet werden. Für die Gruppe der Teilnehmer hat dies zur Folge, dass ihre Beschäftigungsverhältnisse während der Zeit der Förderung durch das Kombilohnmodell und spätere Beschäftigungsverhältnisse, die durch andere arbeitsmarktpolitische Maßnahmen gefördert werden, nicht als Wiedereingliederung gezählt werden. Der in Abbildung 7 ausgewiesene ATT ist in den ersten sechs Monaten nach Förderbeginn negativ, verläuft aber bereits im siebten Monat positiv. Dies dürfte dadurch zu erklären sein, dass geförderte Teilzeitarbeitsverhältnisse ab dem siebten Monat nur noch als ungeförderte Beschäftigungsverhältnisse fortgesetzt werden können. Nach dem zehnten Monat (der Förderhöchstdauer bei Vollzeittätigkeiten) zeigt sich beim ATT noch einmal ein deutlicher Sprung nach oben. In den folgenden Monaten ist der Verlauf des in Abbildung 7 dargestellten ATT kaum vom Verlauf des in Abbildung 1 dargestellten ATT zu unterscheiden.<sup>26</sup> D.h., was die Einschätzung des längerfristigen Arbeitsmarkterfolgs angeht, führt der Indikator „ungeförderte sozialversicherungspflichtige Beschäftigung“ zu demselben Ergebnis wie der Indikator „sozialversicherungspflichtige Beschäftigung“. Wesentliche Unterschiede ergeben sich ausschließlich für den Zeitraum der Förderung durch das Kombilohnmodell. Wie wir in Abschnitt 5.3 dargelegt haben,

---

<sup>26</sup> Auch wenn die verschiedenen Differenzierungen (Abbrecher/Nichtabbrecher, Übernommene/Nicht-Übernommene, Bildungsgutschein genutzt/nicht genutzt, Vollzeit/Teilzeit, Zeitarbeit/keine Zeitarbeit) vorgenommen werden unterscheiden sich die Resultate mit den beiden Erfolgsindikatoren kaum, was den längerfristigen Arbeitsmarkterfolg angeht.

dürfte es hier primär eine Frage der wirtschaftspolitischen Zielsetzung sein, welcher Erfolgsindikator präferiert wird.

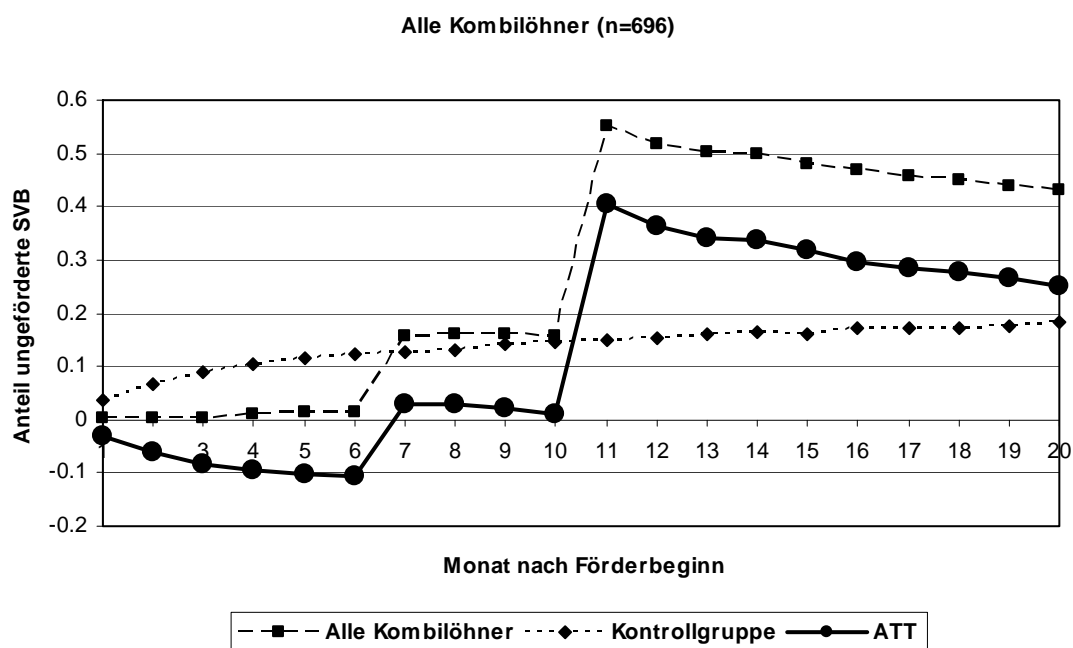


Abbildung 7: Wiedereingliederungserfolg von allen Teilnehmern am Kombilohn im Vergleich zu den gematchten Nichtteilnehmern (Verbleib in ungeförđerter sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung: ohne Kombilohn, EGZ, ABM etc.)

## 6.4 Arbeitslosigkeit

In Abbildung 8 wird der Verbleib in gemeldeter Arbeitslosigkeit entsprechend Gleichung (11) als inverses Maß des Arbeitsmarkterfolgs berücksichtigt. Auch dieses Maß weist auf positive Effekte des Hamburger Kombilohnmodells hin, wobei die Effekte allerdings kleiner ausfallen als bei Verwendung des Indikators „sozialversicherungspflichtige Beschäftigung“. Zwanzig Monate nach Förderbeginn ist der Anteil der Personen in Arbeitslosigkeit in der Gruppe der Teilnehmer um rund 12 Prozentpunkte niedriger als in der Gruppe der Nichtteilnehmer. Betrachtet man demgegenüber den Anteil sozialversicherungspflichtiger Beschäftigungsverhältnisse, dann beträgt der Unterschied zwischen den beiden Gruppen 26 Prozentpunkte (vgl. Abbildung 1). Wie wir in Abschnitt 5.3 diskutiert haben, ergeben sich solche quantitativen Abweichungen zwischen den beiden Erfolgsindikatoren, wenn der Anteil

der Personen in Arbeitsmarktmaßnahmen ohne sozialversicherungspflichtige Beschäftigung und/oder der Anteil der Personen mit nicht näher spezifiziertem Verbleib in der Gruppe der Nichtteilnehmer höher ist.

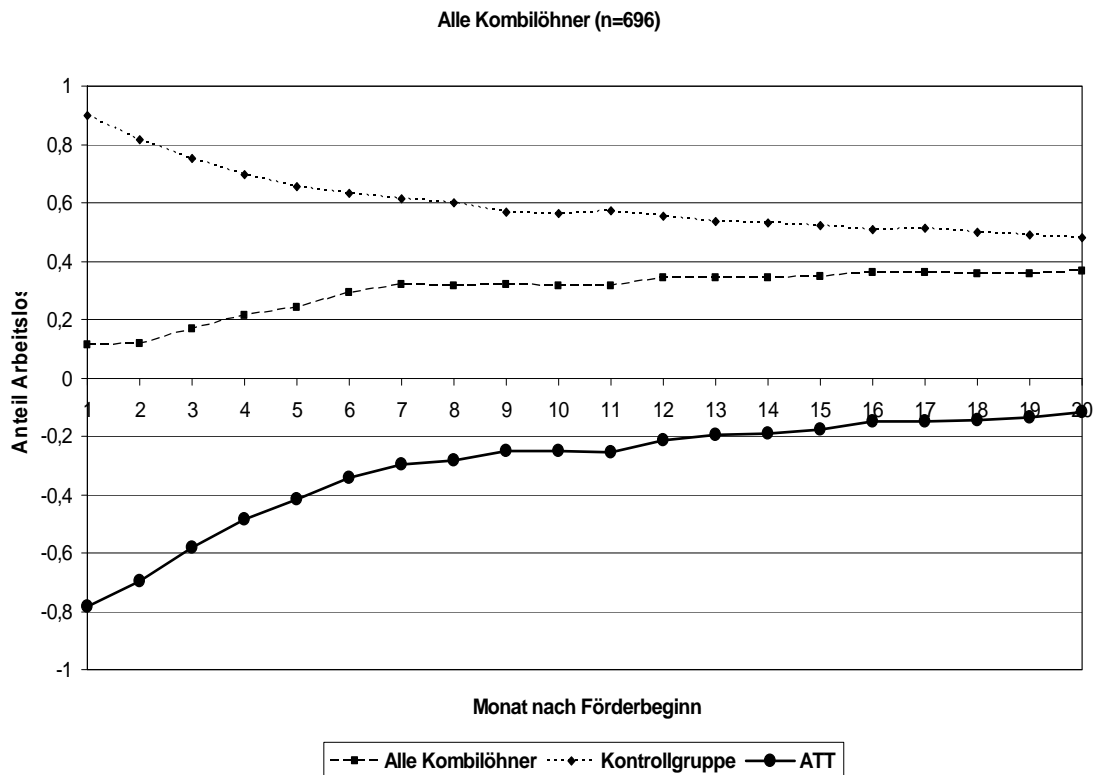


Abbildung 8: Verbleib in Arbeitslosigkeit bei allen Teilnehmern am Kombilohn im Vergleich zu den gematchten Nichtteilnehmern

Abbildung 9 stellt den Unterschied in den Anteilen von Personen in Arbeitsmarktmaßnahmen ohne sozialversicherungspflichtige Beschäftigung zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern sowie den Unterschied in den Anteilen von Personen mit nicht näher spezifiziertem Verbleib dar. Die Abbildung zeigt, dass sowohl der Anteil der Personen in Arbeitsmarktmaßnahmen ohne sozialversicherungspflichtige Beschäftigung als auch der Anteil von Personen mit nicht näher spezifiziertem Verbleib in der Gruppe der Nichtteilnehmer höher ausfällt. Dabei ist klar zu erkennen, dass sich Teilnehmer und Nichtteilnehmer besonders stark im Anteil der Personen mit nicht näher spezifiziertem Verbleib unterscheiden, sodass der quantitative Unterschied zwischen den Indikatoren „sozialversicherungspflichtige Beschäftigung“ und „Vermeidung von gemeldeter Arbeitslosigkeit“ primär hierauf zurückzuführen ist. Über die Gründe, warum die Nichtteilnehmer einen deutlich höheren Anteil an Personen mit nicht näher

spezifiziertem Verbleib haben, kann an dieser Stelle nur spekuliert werden. Ein denkbarer Grund könnte darin bestehen, dass in dieser Gruppe aufgrund der schlechteren Arbeitsmarktchancen Entmutigungseffekte stärker ausgeprägt sind, sodass es in größerem Umfang zu einer Abwanderung in die Stille Reserve kommt.

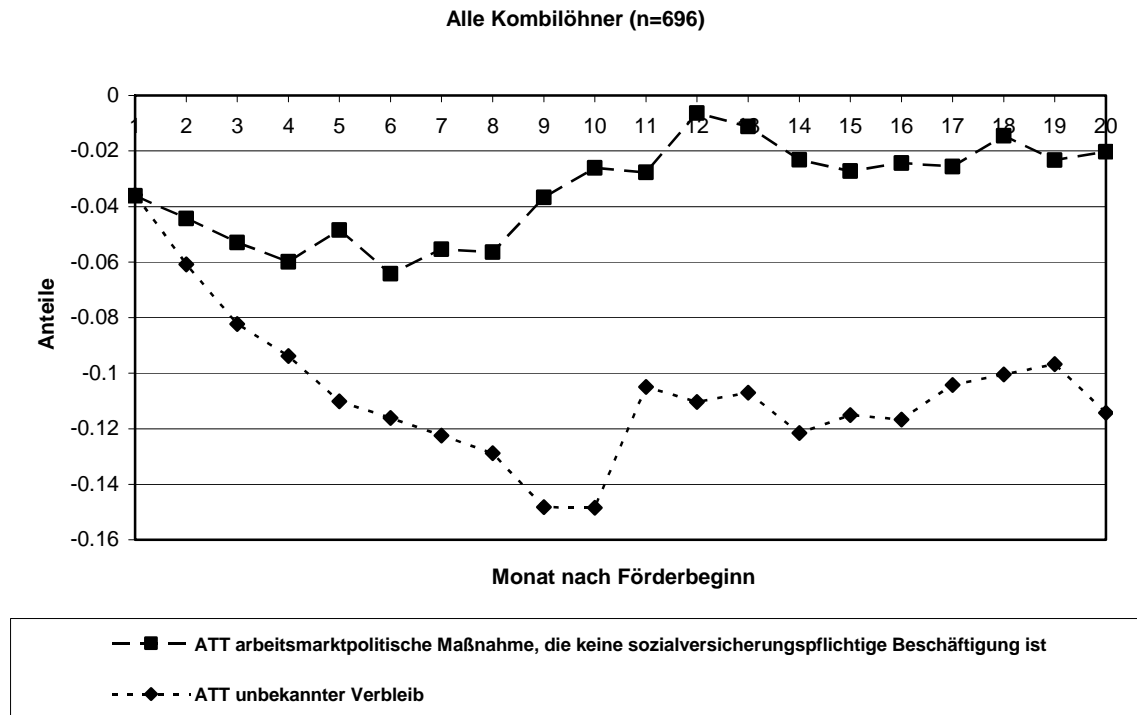


Abbildung 9: Verbleib in Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik, die keine sozialversicherungspflichtige Beschäftigung sind, sowie nicht näher spezifizierter Verbleib

## 7 Schlussbemerkungen

Insgesamt stellen wir auch zwanzig Monate nach Aufnahme einer Beschäftigung mit Kombilohn positive Effekte auf die individuellen Arbeitsmarktchancen fest. Dabei unterscheidet sich der ermittelte längerfristige Effekt kaum, wenn sozialversicherungspflichtige Beschäftigung oder aber nur die ungeforderte sozialversicherungspflichtige Beschäftigung als Erfolgsindikatoren herangezogen wird. Der längerfristige Effekt ist somit nicht darauf zurückzuführen, dass die Teilnehmer am Kombilohn nach Ende der Maßnahme die nächste Förderung in Anspruch nehmen, sondern dass in der Tat verbesserte Chancen auf eine ungeforderte Beschäftigung

bestehen. Unterschiede zwischen den beiden Erfolgsvariablen ergeben sich vielmehr ausschließlich für den Zeitraum der Förderung. Betrachtet man den dritten verwendeten Erfolgsindikator, nämlich die Vermeidung von Arbeitslosigkeit, dann zeigt sich auch hier ein längerfristiger positiver Effekt, der allerdings nicht so stark ausfällt, wie bei den beiden anderen Indikatoren. Ein möglicher Grund könnte darin liegen, dass es bei der Gruppe der geförderten Personen längerfristig zu einer geringeren Abwanderung in die Stille Reserve kommt als bei der Gruppe der ungeförderten Personen.

Der längerfristige Effekt der Maßnahme ist aus zwei Gründen bemerkenswert. Erstens ist das Hamburger Kombilohnmodell auf maximal zehn Monate befristet. Eine mögliche Erklärung für die über den Förderungszeitraum anhaltende Erhöhung der individuellen Arbeitsmarktchancen kann darin bestehen, dass die Teilnehmer während der Förderung in gewissem Umfang zusätzliche Qualifikationen und Erfahrungen sammeln konnten, die ihre Produktivität gesteigert haben. Aber auch wenn dies nicht in allen Fällen gegeben sein dürfte, lassen sich die längerfristig anhaltenden Effekte aus theoretischer Sicht erklären, wenn man berücksichtigt, dass der Kombilohn als Subvention von quasi-fixen Kosten der Arbeitsaufnahme auf Seiten der Arbeitgeber und Arbeitnehmer interpretiert werden kann. Zweitens sind die Ergebnisse deshalb bemerkenswert, weil es sich beim Hamburger Kombilohnmodell um eine zusätzliche Maßnahme zum bestehenden System sozialstaatlicher Unterstützungsleistungen und arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen handelt. Der Sachverständigenrat (2006: 59) vertritt die Auffassung, dass bei gegebener Höhe der Unterstützungsleistungen ein negativer Arbeitsanreiz insbesondere bei Geringqualifizierten „... nur durch großzügige Hinzuverdienstmöglichkeiten konterkariert werden kann, die die praktizierten zeitlich befristeten Kombilohnmodelle aber gerade nicht generieren.“ Der Sachverständigenrat plädiert daher für ein Kombilohnmodell, das nicht nur bessere Hinzuverdienstmöglichkeiten schafft, sondern auch den Regelsatz beim Arbeitslosengeld II um 30% absenkt. Die Hamburger Erfahrung deutet demgegenüber darauf hin, dass Kombilohnmodelle auch bei gegebenem Niveau an Unterstützungsleistungen das Potenzial für positive Arbeitsmarkteffekte aufweisen, sofern sie geeignet ausgestaltet werden. Einschränkend ist allerdings darauf hinzuweisen, dass die vorliegende Untersuchung aufgrund ihrer mikroökonomischen Orientierung ausschließlich den

individuellen Arbeitsmarkterfolg im Fokus hat und künftig durch makroökonomische Evaluationsstudien ergänzt werden sollte.

Zudem deutet die vorliegende Untersuchung darauf hin, dass die positiven Arbeitsmarkteffekte des Hamburger Modells durch eine weitere Optimierung der Ausgestaltung gesteigert werden könnten. Dies betrifft zum einen die hohe Abbrecherquote. Hier ergibt sich eine spannende Fragestellung für künftige Untersuchungen, ob die seit 2005 installierten Integrationsmanager dazu beitragen konnten, die Abbrecherquote zu senken. Des Weiteren fällt die geringe Nutzung der Bildungsgutscheine ins Auge. Schließlich ist darauf hinzuweisen, dass zwar Geringqualifizierte und Mehrfacharbeitslose, nicht aber Langzeitarbeitslose eine höhere Wahrscheinlichkeit der Teilnahme an dem Modell haben.

Mögliche systematische Mitnahmeeffekte auf der Arbeitnehmerseite dürften für die ermittelten Effekte eher unwahrscheinlich sein, da wir den Teilnehmern am Kombilohn mit Hilfe des Propensity Score Matching eine Kontrollgruppe mit vergleichbaren (beobachtbaren) Charakteristika gegenüberstellen. Entscheidend ist hierbei, dass wir viele relevante Charakteristika der Personen berücksichtigen, die sowohl die generellen Arbeitsmarktchancen als auch die Selektion bzw. Selbstselektion in die Förderung durch das Kombilohnmodell beeinflussen (Geschlecht, Alleinerziehende, Alter, Qualifikation, gesundheitliche Einschränkungen, vorangegangener Verlauf der Arbeitslosigkeit). Sofern es uns durch das Matching gelungen ist, die arbeitsmarktrelevanten Merkmale der Personen zu erfassen, sollte dies das Problem verringern, dass ein positiver Arbeitsmarkteffekt einfach deshalb gemessen wird, weil sich möglicherweise Personen mit ohnehin günstigen Arbeitsmarktchancen in das Modell sortieren und die Förderung einfach „mitnehmen“.

Allerdings können wir mit den vorliegenden Daten nicht umfassend für mögliche Mitnahmeeffekte auf der Arbeitgeberseite kontrollieren, d.h. für die Möglichkeit, dass Arbeitgeber die betreffenden Arbeitsplätze auch ohne Lohnsubvention geschaffen bzw. besetzt hätten. Wir teilen diese Beschränkung mit den meisten der vorliegenden Studien zur Evaluation von Arbeitsmarktpolitik. Allerdings spricht eine Reihe von Gründen dagegen, dass arbeitgeberseitige Mitnahmeeffekte eine dominierende Rolle spielen. Eine Verbesserung der Arbeitsmarktchancen nach Ende der Förderung zeigt sich auch



bei denjenigen, die nicht übernommen werden. Bei dieser Gruppe kann der längerfristig anhaltende Erfolg der Maßnahme offensichtlich nicht auf einen arbeitgeberseitigen Mitnahmeeffekt zurückzuführen sein, da die Personen zu einem Arbeitgeber wechseln, der für ihre Beschäftigung keine Lohnsubvention mehr erhält. Die Frage nach arbeitgeberseitigen Mitnahmeeffekten stellt sich somit eher für diejenigen, die nach Ende der Förderung von ihrem Arbeitgeber übernommen werden.

Für eine eingehendere Analyse arbeitgeberseitiger Mitnahmeeffekte insbesondere bei übernommenen Teilnehmern wäre ein umfangreicher Betriebsdatensatz erforderlich, der detaillierte Informationen über die Charakteristika und die Beschäftigungsdynamik in den Hamburger Betrieben enthält. Nur wenige Evaluationsstudien haben bislang Betriebsdatensätze verwendet, um die Arbeitsnachfrage stärker in den Fokus zu rücken. Hujer et al. (2001) nutzen das IAB-Betriebspanel, um die Wirkungen von Lohnsubventionen auf die Beschäftigungsentwicklung in westdeutschen Betrieben. In der Untersuchung zeigen sich keine positiven Beschäftigungseffekte von Lohnsubventionen, was für das Vorliegen arbeitgeberseitiger Mitnahmeeffekte sprechen könnte. Allerdings weisen die Autoren selbst auf die begrenzte Aussagefähigkeit der Ergebnisse hin, da nur ein relativ kurzer Zeitraum betrachtet wird und der Datensatz nur einen Bruchteil der Betriebe enthält, die geförderte Arbeitnehmer beschäftigen. Eine aktuelle Untersuchung von Kangsharju (2007) gelangt demgegenüber für Finnland zu dem Ergebnis, dass sich Lohnsubventionen positiv auf die Beschäftigungsentwicklung auswirken und der Effekt zudem die arbeitsmarktpolitisch intendierte Größenordnung aufweist. Diese Untersuchung spricht eindeutig gegen die Existenz ausgeprägter Mitnahmeeffekte bei Lohnsubventionen. Bemerkenswert ist dabei, dass sie auf Daten von über 31.000 Firmen basiert und einen längerfristigen Zeitraum (1995-2002) berücksichtigt.

Welters und Muysken (2006) liefern sowohl eine theoretische als auch empirische Analyse von arbeitgeberseitigen Mitnahmeeffekten. Die Autoren argumentieren, dass es nur bei bestimmten Typen von Jobs und Betrieben zum Auftreten von Mitnahmeeffekten kommt. Ihre empirische Analyse mit niederländischen Daten bestätigt die auf der Basis eines suchtheoretischen Modells formulierten Erwartungen. Mitnahmeeffekte treten eher dann auf, wenn bei der Nichtbesetzung vakanter Stellen mit hohen Produktionsausfällen verbunden ist und/oder geringe Screening-Kosten bei

der Auswahl von Bewerbern anfallen. In diesen Fällen haben Arbeitgeber auch ohne Lohnsubventionen einen relativ starken Anreiz offene Stellen zu besetzen. Wir können an dieser Stelle nur einige abschließende und eher spekulative Überlegungen anstellen, inwieweit diese Bedingungen im Fall des Hamburger Kombilohns erfüllt sein könnten oder nicht. Unsere theoretischen Ausführungen und empirischen Ergebnisse sprechen dafür, dass der Kombilohn eher von Geringqualifizierten in Anspruch genommen wird. Bei Tätigkeiten für Geringqualifizierte dürften die Gewinneinbußen bei einer Nichtbesetzung vakanter Stellen eher niedrig ausfallen, sodass für einen Arbeitgeber ohne Kombilohn keine sehr starken Anreize bestehen sollten, vorhandene Stellen umgehend zu besetzen oder gar neue Stellen zu schaffen. Gleichzeitig können bei den Arbeitsverhältnissen, die für eine Förderung durch den Kombilohn in Betracht kommen, durchaus Screening-Probleme auftreten, wenn man berücksichtigt, dass etwa bei Geringqualifizierten, Mehrfacharbeitslosen oder Alleinerziehenden auf Arbeitgeberseite große Unsicherheiten bezüglich Motivation, Zuverlässigkeit oder Arbeitsmarktbindung bestehen dürften. Insgesamt lässt sich die Möglichkeit von arbeitgeberseitigen Mitnahmeeffekten zwar nicht gänzlich ausschließen. Unsere Überlegungen sprechen jedoch dafür, dass diese beim Hamburger Kombilohnmodell nicht zwangsläufig eine dominierende Rolle spielen dürften. Eine genauere Quantifizierung bleibt allerdings künftigen Studien vorbehalten.

# **VII Homogene und heterogene Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells: Ein Verfahrenvergleich von Propensity Score Matching und OLS-Regression \***

## **1 Einleitung**

Die meisten Evaluationsstudien gehen davon aus, dass das lineare Regressionsmodell (OLS: Ordinary Least Squares) verzerrte Schätzungen von Teilnahmeeffekten liefert und andere Methoden genutzt werden müssen um nicht-experimentelle Daten zu untersuchen. Eine Methode, die sich in den letzten Jahren fast zum Standard in der Evaluation mikroökonomischer Wirkungen von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik entwickelt hat, ist das Propensity Score Matching (PSM). Das PSM hat aus methodischer Sicht zunächst den Vorteil, dass keine Annahme über die funktionale Form getroffen werden muss, da es sich um ein nicht-parametrisches Verfahren handelt. Ferner scheint ein Mittelwertvergleich von Teilnehmern und geeigneten Vergleichspersonen im Rahmen des PSM in der Politikberatung leichter vermittelbar zu sein als Regressionsanalysen mit ihrer Ceteris-Paribus-Interpretation. Daher begnügen sich fast alle neueren Evaluationsstudien mit einer Diskussion und a priori Ablehnung von OLS (z.B. Heinze et al. 2005b, die aber in beispielhafter Form das PSM und die dazugehörigen Tests durchführen).

Inwieweit die Ergebnisse linearer Regressionen von denen des PSM abweichen wurde bisher nur in wenigen Studien untersucht. Eine dieser Ausnahmen ist Angrist (1998), der bei der Evaluation des Einflusses von freiwilligem Militärdienst auf den Arbeitsmarkterfolg junger Amerikaner nur geringe Unterschiede in den Ergebnissen findet und bereits in seinen methodischen Ausführungen festhält (Angrist 1998: 255): „Differences between regression and matching strategies for the estimation of treatment effects are partly cosmetic. While matching methods are often more transparent to

---

\* Für Unterstützung und hilfreiche Anmerkungen danke ich Olaf Hübler, Susanne Koch, Gerhard Krug, Patrick Puhani, Gesine Stephan, dem Service-Bereich ITM des IAB und insbesondere Uwe Jirjahn und Georgi Tsertsvadze. Eine frühere Version ist als IAB Discussion Paper 22/2007 erschienen.

nonspecialists, regression estimation is more straightforward to implement when covariates requires stratification or pairing.“ Ebenso befindet Larsson (2003: 915) in ihrer Evaluation von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik für junge Schweden: „(...), in this specific case, OLS and probit on the one hand, and matching on the other produce fairly similar estimates of the average treatment effects on the population. But this is not very surprising since identification is based on the same assumption.“ Auch Blundell, Deardon und Sianesi (2004) finden in ihrer Analyse des Einflusses verschiedener Bildungsabschlüsse auf das Einkommen in Großbritannien, dass mit OLS eine nahe Approximation des mit PSM ermittelten durchschnittlichen Teilnahmeeffektes für die Teilnehmer (ATT: Average Treatment Effect on the Treated) geschätzt werden kann, auch wenn dies a priori nicht gegeben sein muss und von den jeweiligen Daten sowie der untersuchten Maßnahme abhängen kann. Für Deutschland und die in vielen Evaluationsstudien genutzte Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien (IEBS) der Bundesagentur für Arbeit (BA) und des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) liegen in dieser Hinsicht bisher noch keine Erkenntnisse vor.

Ziel des Kapitel ist es diese Forschungslücke teilweise zu schließen. Daher soll kein umfassender Überblick zu den verschiedenen Evaluierungsmethoden sowie ihren Vor- und Nachteilen geliefert werden (vgl. hierfür beispielsweise Heckman/LaLonde/Smith 1999; Blundell/Costa Dias 2002; Hagen/Fitzenberger 2004; Caliendo/Hujer 2006), sondern zwei methodische Ansätze im Rahmen einer Anwendung verglichen werden. Ich werde die Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells mit PSM und OLS ermitteln und einander gegenüberstellen. Ein Vergleich erfolgt nicht nur für alle Teilnehmer und Nichtteilnehmer am Kombilohnmodell, sondern auch getrennt für Frauen und Männer sowie für verschiedene sozio-demographische Gruppen zwecks Berücksichtigung heterogener Teilnahmeeffekte. Insgesamt zeigen sich nur äußerst geringe Unterschiede zwischen den beiden Evaluierungsmethoden.

Das Kapitel gliedert sich wie folgt: Auf eine Darstellung des Hamburger Kombilohnmodells und seiner theoretischen Teilnahmeeffekt wird in diesem Kapitel verzichtet, da dies bereits ausführlich im vorherigen Kapitel erfolgte (Abschnitt 2 und 3 in Kapitel VI). Der nächste Abschnitt erläutert die methodischen Ansätze zur Evaluierung mit PSM und OLS. In Abschnitt 3 erfolgt die Ermittlung homogener und

heterogener Teilnahmeeffekte sowie ein Vergleich der Ergebnisse von PSM und OLS. Den Abschluss bilden eine kurze Zusammenfassung und ein Fazit.

## **2 Methodische Ansätze zur Evaluierung: Propensity Score Matching und lineare Regression**

Primäres Ziel der Evaluierung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen ist es herauszufinden, ob die Teilnahme an einer solchen die Arbeitsmarktchancen der betreffenden Personen steigert oder nicht (vgl. zum Propensity Score Matching auch ausführlich Abschnitt 4 in Kapitel VI). Als Erfolgsindikator  $Y$  verwende ich die Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt, der zum einen durch den Verbleib in Arbeitslosigkeit und zum anderen durch den Übergang in ein sozialversicherungspflichtiges Beschäftigungsverhältnis gemessen wird.<sup>1</sup> Wird die Teilnahme bzw. Nichtteilnahme an der Förderung durch die binäre Variable  $D$  bezeichnet, dann lässt sich der Arbeitsmarkterfolg von Person  $i$  als Funktion von  $D$  schreiben:  $Y_i = Y_i(D_i)$ . Der individuelle Teilnahmeeffekt ( $T_i$ ) von Person  $i$  wäre somit gleich der Differenz der Arbeitsmarktchancen mit und ohne Teilnahme am Hamburger Kombilohn-Modell:

$$T_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (1)$$

Das fundamentale Evaluationsproblem besteht nun darin, dass für dieselbe Person  $i$  nur der Erfolg bei Teilnahme oder bei Nichtteilnahme beobachtet werden kann. Da das kontrafaktische Arbeitsmarktergebnis nicht beobachtbar ist, kann der individuelle Teilnahmeeffekt nicht gemessen werden, sondern nur der durchschnittliche Teilnahmeeffekt. In der Regel ermitteln Evaluationsstudien den durchschnittlichen Teilnahmeeffekt für die Teilnehmer (ATT: average treatment effect on the treated). Der ATT ist definiert als die Differenz des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe bei Teilnahme und des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe bei Nichtteilnahme:

---

<sup>1</sup>  $Y$ : = Anzahl der Monate in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung bzw. in Arbeitslosigkeit in den ersten 21 Monate nach Förderbeginn.

$$ATT = E(T | D = 1) = E(Y(1) - Y(0) | D = 1) = E(Y(1) | D = 1) - E(Y(0) | D = 1) \quad (2)$$

Da auch hier die kontrafaktische Situation – also der durchschnittliche Erfolg der Teilnehmergruppe bei Nichtteilnahme  $E(Y(0) | D = 1)$  – nicht beobachtbar ist, steht der Forscher vor einem ähnlichen Problem wie beim individuellen Teilnahmeeffekt. Falls die Teilnahme an einer Maßnahme wie im Fall eines sozialen Experiments vollständig dem Zufall unterliegen würde, wäre der durchschnittliche Erfolg der Nichtteilnehmergruppe bei Nichtteilnahme  $E(Y(0) | D = 0)$  eine gute Approximation für  $E(Y(0) | D = 1)$ . Jedoch ist dies – wie in den meisten anderen Evaluationsstudien – in diesem Fall nicht gegeben. Die Teilnahme am Kombilohn-Modell dürfte auch das Ergebnis einer Selbstselektion sein. Beeinflussen bestimmte Charakteristika der Individuen sowohl die Teilnahme an der Maßnahme als auch die Arbeitsmarktchancen, dann liefert ein einfacher Mittelwertvergleich des Erfolgsindikators bei Teilnehmern und Nichtteilnehmern in der Regel verzerrte Resultate. Aufgrund der Selbstselektion werden sich die Arbeitsmarktchancen der beiden Gruppen auch ohne die Teilnahme an einer Maßnahme unterscheiden:

$$E(Y(0) | D = 1) \neq E(Y(0) | D = 0) \quad (3)$$

Um dieses Problem zu lösen, muss also eine adäquate Kontrollgruppe gefunden werden. Diese sollte sich in den relevanten Charakteristika, die Teilnahme und Arbeitsmarkterfolg beeinflussen, im Durchschnitt nicht mehr von der Teilnehmergruppe unterscheiden. Hierfür wird das Verfahren des Propensity Score Matching (PSM) genutzt (Rosenbaum/Rubin 1985; Caliendo/Kopeinig 2006; Rässler 2006). Mit Hilfe des PSM kann die kontrafaktische Situation  $E(Y(0) | D = 1)$  mit einer Kontrollgruppe simuliert werden. Jedem Teilnehmer werden Vergleichspersonen zugeordnet, die in Abhängigkeit der Charakteristika  $X$  eine gleiche Teilnahmewahrscheinlichkeit  $P(X) = P(D = 1 | X)$  besitzen, d.h. der mehrdimensionale Vektor  $X$  kann auf eine eindimensionale Wahrscheinlichkeit  $P(X)$  reduziert werden. Eine Voraussetzung für das PSM ist die Einhaltung der CIA (Conditional Independence Assumption). D.h., der potentielle Erfolg ist statistisch unabhängig von der Teilnahmezuordnung bedingt durch  $P(X)$ :

$$Y(0), Y(1) \perp\!\!\!\perp D \mid P(X) \quad (4)$$

Für die Ermittlung des ATT mit PSM ist jedoch die schwächere CMIA (Conditional Mean Independence Assumption) ausreichend. Hiernach muss gelten, dass der Erwartungswert des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe bei Nichtteilnahme und der Erwartungswert des durchschnittlichen Erfolges der Nichtteilnehmer gleich sind, wenn sich die Gruppen nicht in ihren Charakteristika unterscheiden:

$$E(Y(0) \mid D=1, P(X)) = E(Y(0) \mid D=0, P(X)) \quad (5)$$

Eine weitere Annahme, die beim PSM erfüllt sein muss, ist die Common Support bzw. Overlap Condition. Sie besagt, dass der Teilnahmestatus nicht perfekt vorausgesagt werden darf, damit immer noch eine Variation zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern besteht. Demnach müssen Personen mit identischen Charakteristika eine positive Wahrscheinlichkeit besitzen sowohl zu den Teilnehmern als auch zu den Nichtteilnehmern zugehören:

$$0 < P(D=1 \mid X) < 1 \quad (6)$$

Eine zusätzliche Annahme – die sogenannte SUTVA (stable unit-treatment value assumption) – erfordert ferner, dass sowohl die Teilnahme an der Maßnahme als auch der Arbeitsmarkterfolg einzelner Personen unabhängig von der Teilnahme anderer Personen sind. Sind alle Annahmen erfüllt, so kann der ATT mit PSM ermittelt werden und ist definiert als:

$$ATT_{PSM} = E_{P(X) \mid D=1} \{E(Y(1) \mid D=1, P(X)) - E(Y(0) \mid D=0, P(X))\} \quad (7)$$

Eine Alternative zu dem nicht-parametrischen Verfahren des PSM ist eine lineare Regression (OLS), in denen der Teilnahmeeffekt durch den Koeffizienten der Teilnahmevariable und ihrer Interaktionsterme geschätzt wird. In einfacher ökonomischer Notation lassen sich die Ergebnisgleichungen für Teilnehmer und Nichtteilnehmer wie folgt darstellen, wobei  $\beta$  die Koeffizienten der Merkmale  $X$ ,  $\gamma$  die Konstanten und  $\varepsilon$  die Störterme bezeichnet, die unabhängig zwischen Individuen sind und für die  $E(\varepsilon_i^1) = E(\varepsilon_i^0) = 0$  gilt:

$$Y_i^1(D=1) = X_i\beta^1 + \gamma^1 + \varepsilon_i^1 \quad (8)$$

$$Y_i^0(D=0) = X_i\beta^0 + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 \quad (9)$$

Die getrennten Ergebnisgleichungen können zusammengefasst werden in:

$$\begin{aligned} Y_i(D_i) &= D_i Y_i^1 + (1 - D_i) Y_i^0 = Y_i^0 + D_i (Y_i^1 - Y_i^0) \\ &= X_i\beta^0 + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 + D_i \left( (X_i\beta^1 + \gamma^1 + \varepsilon_i^1) - (X_i\beta^0 + \gamma^0 + \varepsilon_i^0) \right) \\ &= X_i\beta^0 + D_i X_i (\beta^1 - \beta^0) + D_i (\gamma^1 - \gamma^0) + \gamma^0 + D_i (\varepsilon_i^1 - \varepsilon_i^0) + \varepsilon_i^0 \end{aligned} \quad (10)$$

Der individuelle Teilnahmeeffekt lässt sich durch die Koeffizienten  $\alpha$  und  $\delta$  messen:

$$T_i(X_i) = Y_i^1 - Y_i^0 = X_i (\beta^1 - \beta^0) + (\gamma^1 - \gamma^0) = X_i\delta + \alpha \quad (11)$$

Für die Schätzung der Teilnahmeeffekte ist zwischen homogenen und heterogenen Teilnahmeeffekten zu differenzieren. Im ersten Fall ist der Teilnahmeeffekt konstant für alle Individuen und somit unabhängig von den Merkmalen  $X$ , d.h.  $X_i\beta^1 = X_i\beta^0$ . Es lässt sich folgende Ergebnisgleichung schätzen, in der der Koeffizient  $\alpha$  der geschätzte homogene Teilnahmeeffekt ist:

$$Y_i(D_i) = X_i\beta + \alpha D_i + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 \quad (12)$$

Ist der Teilnahmeeffekt nicht konstant, sondern variiert zwischen Individuen in Abhängigkeit von den beobachtbaren Merkmalen, so liegt Heterogenität vor. Da dies der wahrscheinlichere Fall ist, sollte nicht nur (12) zur Schätzung der Teilnahmeeffekte herangezogen werden. Die geschätzten heterogenen Teilnahmeeffekte für einen Teilnehmer mit den Merkmalen  $X$  sind die Koeffizienten  $\alpha$  und  $\delta$  in der folgenden Ergebnisgleichung:

$$Y_i(D_i) = X_i\beta^0 + D_i X_i\delta + \alpha D_i + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 \quad (13)$$

Ebenso wie das PSM unterliegen lineare Regressionen der Annahme, dass alle relevanten Merkmale beobachtbar sind, die eine Selektion in die Maßnahme und den Arbeitsmarkterfolg beeinflussen (vgl. CIA für PSM in (4)). Daher müssen die Störterme in den Ergebnisgleichungen für Teilnehmer und Nichtteilnehmer unabhängig sein von der durch  $X$  bedingten Teilnahmezuordnung:

$$\varepsilon^0, \varepsilon^1 \perp\!\!\!\perp D \mid X \quad (14)$$



Falls die Daten dieser Annahme nicht entsprechen (z.B. aufgrund weniger Variablen), wären andere Modelle vorzuziehen.<sup>2</sup> Hierzu zählen beispielsweise Instrumentalvariablen-Schätzer, die aber die Existenz guter Instrumente voraussetzen, die in den meisten Daten nicht gegeben sind. Im Falle von geeigneten Längsschnittdaten wären auch Differenzen-in-Differenzen Schätzungen möglich, die eine Erweiterung zum Vorher-Nacher-Vergleich darstellen. Da aufgrund theoretischer Überlegungen und bisheriger empirischer Befunde davon ausgegangen werden kann, dass genügend beobachtbare Merkmale in den Daten vorhanden sind, um die obigen Annahmen hinreichend zu erfüllen, konzentriert sich das Kapitel nur auf OLS und PSM als das wohl am häufigsten verwendete Matching-Verfahren.

### **3 Vergleich der Ergebnisse von PSM und OLS**

#### **3.1 Homogene Teilnahmeeffekte**

Die Analyse homogener Teilnahmeeffekte erfolgt, in dem zunächst ein PSM für alle Teilnehmer durchgeführt und anschließend Gleichung (12) mit OLS geschätzt wird. Eine ausführliche Beschreibung der genutzten Datensätze sowie Variablen findet sich in Abschnitt 5 und eine Diskussion der Determinanten der Teilnahme am Kombilohn (Propensity Scores) sowie der Balancing Tests für das Matching erfolgte bereits in Abschnitt 6.1 des vorherigen Kapitels VI. Im Folgenden wird der Arbeitsmarkerfolg in zweierlei Hinsicht gemessen, indem die Anzahl der Monate in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung und in Arbeitslosigkeit in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn gemessen wird.<sup>3</sup>

---

<sup>2</sup> Überblicke zu weiteren Evaluierungsansätzen und eine ausführlichere Darstellung der Matching-Methoden und linearer Regressionen sowie eine Diskussion ihrer Vor- und Nachteile sind bei Heckman, LaLonde und Smith (1999), Hagen und Fitzenberger (2004) sowie Caliendo und Hujer (2006) zu finden. Alternativ zu OLS habe ich auch geordnete Probit-Modelle und Zähldatenmodelle geschätzt, die die mit OLS ermittelten Ergebnisse bestätigen konnten.

<sup>3</sup> Es wird dabei nicht zwischen ungeförderter und geförderter Beschäftigung unterschieden, so dass auch keine Locking-In Effekte berücksichtigt werden, die beim Kombilohnmodell auch fragwürdig wären. Denn die geförderten Personen sind bereits in einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung und

Die Ergebnisse des Matching in Bezug auf den Arbeitsmarkterfolg (sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, Arbeitslosigkeit) in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn sind in Tabelle 1 enthalten. Die Ergebnisse zeigen, dass ohne das Matching ein Teilnehmer durchschnittlich 12,063 Monate sozialversicherungspflichtig beschäftigt ist, während ein Nichtteilnehmer im Durchschnitt nur 2,389 Monate sozialversicherungspflichtig beschäftigt ist. Der Durchschnittswert für die gematchten Nichtteilnehmer erhöht sich auf 3,411 Monate. Der ATT beträgt also 8,652 Monate, d.h. die Teilnehmer am Kombilohnmodell sind in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn im Durchschnitt 8,652 Monate länger sozialversicherungspflichtig beschäftigt als die Personen der Kontrollgruppe. Auch beim Verbleib in Arbeitslosigkeit sind deutliche positive Teilnahmeeffekte zu beobachten. Während die Teilnehmer durchschnittlich nur 6,257 Monate arbeitslos sind, beträgt die Arbeitslosigkeit der gematchten Kontrollgruppe 12,497 Monate. Daher beträgt der ATT hier -6,240 Monate, d.h. in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn sind Teilnehmer am Kombilohn 6,240 Monate kürzer arbeitslos als die Personen der Kontrollgruppe.

*Tabelle 1: Homogene Teilnahmeeffekte vor und nach dem PSM*

	Unmatched			Matched (ATT)		
	T	K	T-K	T	K	T-K
Verbleib in sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)	12,063	2,389	9,674	12,063	3,411	8,652
Verbleib in Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)	6,257	13,669	-7,412	6,257	12,497	-6,240

Anmerkungen: T sind die Teilnehmer und K die Nichtteilnehmer. Die Differenz (T-K) ist somit der Teilnahmeeffekt. Alle Teilnahmeeffekte sind bei einem t-Test signifikant auf dem 0,1%-Niveau.

Die mit OLS geschätzten homogenen Teilnahmeeffekte auf den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung sind in Tabelle 2 und auf den Verbleib in Arbeitslosigkeit in Tabelle 3 enthalten. Die Schätzungen erfolgen jeweils für zwei Abgrenzungen der Stichprobe. Die erste Abgrenzung nutzt die gesamte Stichprobe, die

---

brauchen diese nicht erst zu suchen. Ebenso gelten Teilnehmer am Hamburger Kombilohnmodell oder anderen Maßnahmen nicht als arbeitslos.

auch Basis für die Probit-Schätzung war. Die Fallzahl beträgt hier 7571 Personen, von denen 696 am Kombilohn teilnahmen und 6875 nicht teilnahmen. Die zweite Abgrenzung berücksichtigt lediglich die beim PSM gematchten Beobachtungen. Dies sind wie zuvor die 696 Teilnehmer; aber die Nichtteilnehmerzahl reduziert sich auf 3867. Die zweite Abgrenzung sollte eine nähere Approximation des mit PSM ermittelten ATT liefern, da hier dieselben Personen berücksichtigt werden. Die erste Abgrenzung nutzt dagegen alle Nichtteilnehmer, was einen Effizienzgewinn bedeuten kann, da mehr Informationen genutzt werden. Für beide Abgrenzungen wird zunächst ein Modell ohne Kontrollvariablen geschätzt, d.h. nur mit einer Konstante und der Teilnahmevariable. Der hierdurch ermittelte Teilnahmeeffekt muss ähnlich interpretiert werden, wie der Teilnahmeeffekt vor dem Matching. Er berücksichtigt also keine soziodemographischen Unterschiede zwischen der Teilnehmer- und der Kontrollgruppe. Dagegen sollte der geschätzte Teilnahmeeffekt unter Berücksichtigung der Kontrollvariablen eine recht gute Approximation des mit PSM ermittelten ATT liefern.

Tabelle 2: OLS Schätzungen des homogenen Teilnahmeeffektes auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigung

Sozialvers. Beschäftigung	Alle Beobachtungen (12)		Gematchte Beobachtungen (12)	
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	9,674*** (0,211)	8,746*** (0,213)	9,142*** (0,238)	8,659*** (0,242)
Frau		0,328** (0,128)		0,454** (0,188)
Hauptschulabschluss		0,295* (0,177)		0,261 (0,261)
mittlere Reife		0,780*** (0,209)		1,211*** (0,318)
Fachhochschulreife		0,603* (0,309)		1,372** (0,567)
Abitur/Hochschulreife		0,486** (0,233)		1,104*** (0,385)
Arbeitslosendauer 6-12 Monate		-0,493*** (0,173)		-0,403* (0,225)
Arbeitslosendauer 12-24 Monate		-1,019*** (0,171)		-1,035*** (0,227)
Arbeitslosendauer 24-36 Monate		-1,785*** (0,248)		-2,033*** (0,447)
Arbeitslosendauer über 36 Monate		-2,203*** (0,248)		-2,138*** (0,476)
gesundheitliche Einschränkungen		-0,711*** (0,144)		-0,685*** (0,239)
mehrfache Arbeitslosigkeit		0,187 (0,157)		0,130 (0,308)
Teilnahme an Trainingsmaßnahme		-0,024 (0,141)		-0,026 (0,194)
Alter 25-40 Jahre		0,079 (0,229)		0,109 (0,299)
Alter 40-50 Jahre		-0,517** (0,242)		-0,152 (0,328)
Alter über 50 Jahre		-1,738*** (0,243)		-1,244*** (0,362)
Alleinerziehend		-0,112 (0,313)		0,114 (0,505)
Konstante	2,389*** (0,064)	3,433*** (0,297)	2,922*** (0,093)	3,198*** (0,447)
Fallzahl	7571	7571	4563	4563
R <sup>2</sup>	0,217	0,262	0,245	0,276
adjusted R <sup>2</sup>	0,217	0,261	0,245	0,273
F-Wert	2101,105	158,082	1478,471	101,881

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern. Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\*1%-Niveau.

Tabelle 3: OLS Schätzungen des homogenen Teilnahmeeffektes auf Arbeitslosigkeit

<i>Arbeitslosigkeit</i>	Alle Beobachtungen (12)		Gematchte Beobachtungen (12)	
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	-7,412*** (0,286)	-6,316*** (0,283)	-7,161*** (0,294)	-6,190*** (0,289)
Frau		-1,218*** (0,170)		-1,297*** (0,225)
Hauptschulabschluss		-0,485** (0,235)		-0,282 (0,311)
mittlere Reife		-0,902*** (0,278)		-0,808** (0,379)
Fachhochschulreife		-0,807** (0,410)		-0,907 (0,676)
Abitur/Hochschulreife		-1,792*** (0,309)		-2,063*** (0,459)
Arbeitslosendauer 6-12 Monate		1,148*** (0,229)		1,185*** (0,269)
Arbeitslosendauer 12-24 Monate		2,181*** (0,227)		2,404*** (0,271)
Arbeitslosendauer 24-36 Monate		3,316*** (0,330)		3,547*** (0,533)
Arbeitslosendauer über 36 Monate		2,977*** (0,329)		4,100*** (0,568)
gesundheitliche Einschränkungen		0,533*** (0,191)		0,439 (0,286)
mehrfache Arbeitslosigkeit		1,656*** (0,209)		1,338*** (0,368)
Teilnahme an Trainingsmaßnahme		0,953*** (0,188)		1,083*** (0,232)
Alter 25-40 Jahre		2,681*** (0,304)		2,804*** (0,357)
Alter 40-50 Jahre		4,011*** (0,322)		3,872*** (0,391)
Alter über 50 Jahre		4,321*** (0,323)		4,189*** (0,432)
Alleinerziehend		0,276 (0,416)		-0,485 (0,603)
Konstante	13,669*** (0,087)	8,114*** (0,394)	13,418*** (0,115)	8,111*** (0,533)
Fallzahl	7571	7571	4563	4563
R <sup>2</sup>	0,081	0,170	0,115	0,211
adjusted R <sup>2</sup>	0,081	0,168	0,115	0,208
F-Wert	669,899	90,981	592,691	71,388

Anmerkungen: Vergleiche Tabelle 2.

In Tabelle 4 werden die ermittelten Teilnahmeeffekte einander gegenübergestellt. Die zweite Spalte der Tabelle informiert über die Teilnahmeeffekte vor dem Matching und ohne Berücksichtigung der Kontrollvariablen. Wie zu erwarten, entspricht der Teilnahmeeffekt vor dem Matching exakt dem Koeffizienten der Teilnahmevariable in der Regression ohne Kontrollvariablen für alle Beobachtungen. Da dieser Teilnahmeeffekt grundsätzlich verzerrt ist, falls sich Teilnehmer und Nichtteilnehmer in ihren Merkmalsausprägungen unterscheiden, sind die tatsächlichen Teilnahmeeffekte in der dritten Spalte von größerem Interesse. Hier zeigt sich, dass die Differenz zwischen dem ATT aus PSM und dem Teilnahmeeffekt aus OLS mit Kontrollvariablen nur gering ist. Der mit OLS für alle Beobachtungen geschätzte Teilnahmeeffekt auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigung weicht lediglich um 0,094 Monate bzw. 1,086% von dem ATT des PSM ab. Betrachten wir die Schätzung für die gematchten Beobachtungen, so reduziert sich die Differenz auf 0,007 Monate bzw. 0,081%. Ähnlich verhält es sich beim Einfluss auf den Verbleib in Arbeitslosigkeit. Hier beträgt die Differenz zwischen dem ATT aus PSM und dem Teilnahmeeffekte aus OLS für alle Beobachtungen 0,076 Monate bzw. 1,218%. Erneut verringert sich die Differenz, wenn nur gematchte Beobachtungen für OLS herangezogen werden. Hier beträgt die Differenz lediglich 0,050 Monate bzw. 0,801%. Insgesamt kann festgehalten werden, dass selbst bei einer Berücksichtigung aller und nicht nur der gematchten Beobachtungen mit OLS eine recht genaue Approximation des mit PSM ermittelten ATT geschätzt werden kann. Im nächsten Abschnitt zu heterogenen Teilnahmeeffekten wird daher auch die Abgrenzung für alle Beobachtungen genutzt. Zudem soll veranschaulicht werden, dass auch ohne eine vorherige Matching Prozedur interpretierbare Aussagen mit OLS erfolgen können.

Tabelle 4: Vergleich homogener Teilnahmeeffekte PSM und OLS

	Unmatched bzw. ohne Kontrollvariablen	Matched bzw. mit Kontroll- variablen (ATT)	Unterschied OLS zum PSM-ATT	
			absolut	relativ
<i>Verbleib in sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)</i>				
PSM	9,674	8,652		
OLS für alle Beobachtungen	9,674	8,746	0,094	1,086%
OLS für gematchte Beobachtungen	9,142	8,659	0,007	0,081%
<i>Verbleib in Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)</i>				
PSM	-7,412	-6,240		
OLS für alle Beobachtungen	-7,412	-6,316	-0,076	1,218%
OLS für gematchte Beobachtungen	-7,161	-6,190	0,050	-0,801%

Anmerkungen: Die Teilnahmeeffekte bei PSM werden aus der Differenz (T-K) gebildet (vgl. Tabelle 1). Bei OLS ist der homogene Teilnahmeeffekt der Koeffizient  $\alpha$  aus Ergebnisgleichung (12) (vgl. Tabellen 2 und 3). Alle Teilnahmeeffekte sind bei einem t-Test signifikant auf dem 0,1%-Niveau.

### 3.2 Heterogene Teilnahmeeffekte

Es ist durchaus davon auszugehen, dass der Teilnahmeeffekt zwischen Individuen mit verschiedenen Merkmalen variiert. Daher ist dieser Abschnitt den heterogenen Teilnahmeeffekten gewidmet. Aus Platzgründen erfolgt für das PSM nur eine exemplarische Analyse der heterogenen Wirkung bei Frauen und Männern. Der heterogene Teilnahmeeffekt kann mittels PSM ermittelt werden, indem Teilnehmer mit einer bestimmten Merkmalsausprägung mit Nichtteilnehmern derselben Merkmalsausprägung gematcht werden (weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer, männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer). Er gibt daher den ATT für eine bestimmte Teilnehmergruppe an (Frauen, Männer) und nicht den unterschiedlichen Teilnahmeerfolg zwischen zwei unterschiedlichen Teilnehmergruppen (weibliche Teilnehmer vs. männliche Teilnehmer). Denn dies würde ein eigenes Matching zwischen diesen Teilnehmergruppen erfordern. Nichtsdestotrotz kann die Differenz zwischen den beiden getrennten ATTs als Approximation angesehen werden, falls die beiden Teilnehmergruppen nicht zu unterschiedlich sind. Grundsätzlich sollte aber jeweils ein eigenständiges Matching für

die jeweilige zu untersuchende Gruppe durchgeführt werden (Dehejia 2005). Die durchgeführten Balancing-Tests zeigen, dass die für alle Beobachtungen gewählte Spezifikation im vorherigen Abschnitt auch für das Matching der Untergruppen adäquat ist.<sup>4</sup>

Mit OLS lassen sich die heterogenen Teilnahmeeffekte durch Interaktionsterme der Merkmalsausprägungen mit der Teilnahme am Kombilohn ermitteln. Dies sei im Folgenden am Beispiel von Frauen und Männern veranschaulicht. Die Ergebnisgleichung (13) wird in (15) konkretisiert, indem eine binäre Variable  $F$  eingesetzt wird, die den Wert Eins annimmt, falls die Person weiblich ist. Die dazugehörigen Koeffizienten werden mit  $\beta_F$  und  $\delta_F$  notiert.

$$Y_i(D_i, F_i, X_i) = \alpha D_i + \delta_F D_i F_i + \beta_F F_i + X_i \beta^0 + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 \quad (15)$$

Der Teilnahmeeffekt von weiblichen Teilnehmern gegenüber weiblichen Nichtteilnehmern ist:

$$T(D_i, F_i = 1) = Y_i(D_i = 1, F_i = 1) - Y_i(D_i = 0, F_i = 1) = \alpha + \delta_F \quad (16)$$

Dementsprechend ist der Teilnahmeeffekt für männliche Teilnehmer gegenüber männlichen Nichtteilnehmern:

$$T(D_i, F_i = 0) = Y_i(D_i = 1, F_i = 0) - Y_i(D_i = 0, F_i = 0) = \alpha \quad (17)$$

Tabelle 5 enthält zunächst die Ergebnisse des PSM. Zwischen Frauen und Männern sind deutliche Unterschiede hinsichtlich des Teilnahmeeffektes auszumachen. So ist der ATT auf den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung (jeweils im Vergleich zur Kontrollgruppe desselben Geschlechts) bei Frauen um etwa zweieinhalb Monate höher als bei Männern. Auch auf den Verbleib in Arbeitslosigkeit hat die Teilnahme am Kombilohnmodell bei Frauen einen stärkeren Einfluss als bei Männern, da sie über einen Monat weniger in Arbeitslosigkeit verbleiben. Dass der Unterschied bei Arbeitslosigkeit geringer ausfällt als bei sozialversicherungspflichtiger

---

<sup>4</sup> Die einzelnen Probit-Schätzungen und Balancing-Tests werden aus Platzgründen nicht ausgewiesen, bestätigen aber die gute Matching-Qualität.



Beschäftigung, könnte an einer stärkeren Abwanderung nicht erfolgreicher Frauen in die stille Reserve liegen.

*Tabelle 5: Heterogene Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer vor und nach dem PSM*

	Unmatched			Matched (ATT)		
	T	K	T-K	T	K	T-K
<i>Verbleib in sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)</i>						
Weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer	13,529	2,459	11,071	13,529	3,363	10,166
Männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer	11,010	2,352	8,658	11,010	3,443	7,567
<i>Verbleib in Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)</i>						
Weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer	4,942	12,830	-7,888	4,942	11,835	-6,894
Männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer	7,202	14,149	-6,947	7,202	12,963	-5,761

Anmerkungen: T sind die Teilnehmer und K die Nichtteilnehmer. Die Differenz (T-K) ist somit der Teilnahmeeffekt. Alle Teilnahmeeffekte sind bei einem t-Test signifikant auf dem 0,1%-Niveau.

Die Ergebnisse der OLS Schätzungen für den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung sind in Tabelle 6 und für den Verbleib in Arbeitslosigkeit in Tabelle 7 enthalten. Neben Gleichung (15) mit dem Interaktionsterm aus Frau und Kombilohnbeteiligung, der den geschlechtsspezifischen Teilnahmeeffekte wiedergibt, habe ich auch Gleichung (12) getrennt für Frauen und Männer geschätzt, die den homogenen Teilnahmeeffekt getrennt für Männer und Frauen angibt.

Tabelle 6: OLS Schätzungen der heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigung

<i>Sozialvers. Beschäftigung</i>	Alle (15)	Frauen (12)	Männer (12)
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	7,717*** (0,275)	10,318*** (0,345)	7,659*** (0,271)
Frau*Kombilohn ( $\delta_F$ )	2,473*** (0,417)		
Frau ( $\beta_F$ )	0,101 (0,133)		
Hauptschulabschluss	0,275 (0,176)	0,241 (0,322)	0,300 (0,209)
mittlere Reife	0,776*** (0,209)	0,938*** (0,359)	0,677*** (0,258)
Fachhochschulreife	0,559* (0,308)	0,023 (0,538)	0,922** (0,375)
Abitur/Hochschulreife	0,468** (0,232)	0,824** (0,385)	0,184 (0,296)
Arbeitslosendauer 6-12 Monate	-0,525*** (0,172)	-0,501* (0,286)	-0,581*** (0,216)
Arbeitslosendauer 12-24 Monate	-1,043*** (0,170)	-1,073*** (0,286)	-1,064*** (0,212)
Arbeitslosendauer 24-36 Monate	-1,788*** (0,248)	-1,164*** (0,414)	-2,225*** (0,308)
Arbeitslosendauer über 36 Monate	-2,225*** (0,247)	-2,548*** (0,437)	-2,111*** (0,299)
gesundheitliche Einschränkungen	-0,716*** (0,144)	-1,023*** (0,249)	-0,546*** (0,175)
mehrfache Arbeitslosigkeit	0,186 (0,157)	0,115 (0,250)	0,196 (0,203)
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	-0,014 (0,141)	0,114 (0,249)	-0,090 (0,170)
Alter 25-40 Jahre	0,083 (0,228)	0,877** (0,416)	-0,296 (0,271)
Alter 40-50 Jahre	-0,522** (0,242)	0,339 (0,435)	-0,947*** (0,289)
Alter über 50 Jahre	-1,738*** (0,243)	-0,704 (0,438)	-2,230*** (0,291)
Alleinerziehend	-0,219 (0,313)	-0,174 (0,348)	-0,868 (1,045)
Konstante	3,556*** (0,297)	2,833*** (0,514)	3,984*** (0,358)
Fallzahl	7571	2834	4737
R <sup>2</sup>	0,266	0,311	0,233
adjusted R <sup>2</sup>	0,264	0,307	0,231
F-Wert	151,930	79,595	89,751

Anmerkungen: Vergleiche Tabelle 2.

*Tabelle 7: OLS Schätzungen der heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer auf Arbeitslosigkeit*

<i>Arbeitslosigkeit</i>	Alle (15)	Frauen (12)	Männer (12)
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	-5,882*** (0,365)	-7,039*** (0,451)	-5,782*** (0,365)
Frau*Kombilohn ( $\delta_F$ )	-1,044* (0,555)		
Frau ( $\beta_F$ )	-1,122*** (0,177)		
Hauptschulabschluss	-0,476** (0,235)	-0,854** (0,421)	-0,282 (0,281)
mittlere Reife	-0,900*** (0,278)	-1,103** (0,470)	-0,782** (0,347)
Fachhochschulreife	-0,788* (0,410)	0,616 (0,704)	-1,598*** (0,505)
Abitur/Hochschulreife	-1,784*** (0,309)	-2,019*** (0,504)	-1,616*** (0,398)
Arbeitslosendauer 6-12 Monate	1,161*** (0,229)	0,712* (0,374)	1,490*** (0,290)
Arbeitslosendauer 12-24 Monate	2,191*** (0,227)	1,828*** (0,375)	2,453*** (0,285)
Arbeitslosendauer 24-36 Monate	3,317*** (0,330)	2,419*** (0,542)	3,936*** (0,415)
Arbeitslosendauer über 36 Monate	2,986*** (0,329)	2,600*** (0,572)	3,277*** (0,402)
gesundheitliche Einschränkungen	0,535*** (0,191)	0,323 (0,326)	0,638*** (0,236)
mehrfache Arbeitslosigkeit	1,656*** (0,209)	1,363*** (0,327)	1,891*** (0,274)
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	0,949*** (0,188)	0,881*** (0,327)	1,003*** (0,228)
Alter 25-40 Jahre	2,679*** (0,304)	1,994*** (0,545)	2,993*** (0,365)
Alter 40-50 Jahre	4,013*** (0,322)	3,776*** (0,570)	4,092*** (0,389)
Alter über 50 Jahre	4,321*** (0,323)	3,882*** (0,573)	4,583*** (0,391)
Alleinerziehend	0,320 (0,416)	0,233 (0,456)	2,398* (1,407)
Konstante	8,063*** (0,395)	8,229*** (0,674)	7,239*** (0,481)
Fallzahl	7571	2834	4737
R <sup>2</sup>	0,170	0,165	0,166
adjusted R <sup>2</sup>	0,168	0,160	0,163
F-Wert	86,152	34,665	58,686

Anmerkungen: Vergleiche Tabelle 2.

Einen Überblick über die einzelnen mit PSM und OLS ermittelten heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer gibt Tabelle 8, in der die Ergebnisse zusammengefasst und verglichen werden. Die Differenzen der mit OLS geschätzten Teilnahmeeffekte zum jeweiligen ATT unterscheiden sich je nach Spezifikation und Geschlecht; sie sind aber in keinem Fall größer als 0,15 Monate bzw. 2,1%. Insgesamt sprechen die Ergebnisse dafür, dass mit OLS eine recht genaue Approximation der mit PSM ermittelten ATTs geschätzt werden kann, selbst wenn die gesamte Stichprobe und nicht nur die gematchten Beobachtungen herangezogen werden. Dies gilt sowohl für den homogenen Fall als auch für die hier ermittelten heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer. Deswegen scheint – zumindest in dieser Analyse der Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells – eine Analyse mit OLS zulässig zu sein.

*Tabelle 8: Vergleich der heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer mit PSM und OLS*

	PSM ATT	OLS		Unterschied OLS (12) zum PSM-ATT		Unterschied OLS (15) zum PSM-ATT		
		(12)	(15)	absolut	relativ	absolut	relativ	
<i>sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)</i>								
Homogener Teilnahmeeffekt	8,652	8,746		0,094	1,086%			
Weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer	10,166	10,318	10,190	0,152	1,495%	0,024	0,236%	
Männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer	7,567	7,659	7,717	0,092	1,216%	0,150	1,982%	
<i>Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)</i>								
Homogener Teilnahmeeffekt	-6,240	-6,316		-0,076	1,218%			
Weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer	-6,894	-7,039	-6,926	-0,145	2,103%	-0,032	0,464%	
Männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer	-5,761	-5,782	-5,882	-0,021	0,365%	-0,121	2,100%	

Anmerkungen: Der homogene Teilnahmeeffekt wurde aus Tabelle 4 übertragen. Die Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer stammen für PSM aus Tabelle 5 und für OLS aus Tabelle 6 und 7.

Bisher wurden nur die getrennten Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer betrachtet. Es ist aber davon auszugehen, dass noch weitere Unterschiede in Abhängigkeit verschiedener Merkmalsausprägungen existieren. Heterogene Teilnahmeeffekte in Abhängigkeit aller beobachtbaren Merkmale lassen sich durch die vollständige Interaktion aller Variablen mit der Kombilohnbeteiligung schätzen (vgl. Gleichung (13)). Die Koeffizienten  $\delta$  lassen sich hier nicht mehr ohne weiteres mit den ATTs des PSM für bestimmte Untergruppen vergleichen. Denn im Rahmen des PSM werden Vergleichspersonen aus derselben Population mit möglichst ähnlichen Merkmalen gesucht, während beim OLS die Merkmale konstant gehalten werden und die Koeffizienten in Ceteris Paribus Weise interpretiert werden.<sup>5</sup> An dieser Stelle ist auch auf die begrenzte Aussagekraft der genauen quantitativen Ermittlung des ATT für die Wirtschaftspolitik zu verweisen. Da der ATT nur für eine bestimmte Gruppe mit bestimmten Merkmalsausprägungen ermittelt wird, ist er nicht generell auf andere Gruppen und alle Personen übertragbar. Aus diesem Grund ist vielmehr die grundsätzliche Richtung und Größe des ermittelten Teilnahmeeffektes von Bedeutung als seine exakte Quantifizierung. Daher können die mit einer OLS Schätzung ermittelten heterogenen Teilnahmeeffekte in Tabelle 9 differenzierte Erkenntnisse über die Wirkungen des Kombilohnes liefern.<sup>6</sup>

---

<sup>5</sup> Indem zuvor lediglich eine Interaktionsvariable für weibliche Kombilöhner aufgenommen wurde, konnte dieses Problem umgangen werden.

<sup>6</sup> Dem Autor ist keine Studie bekannt, in der die vollständige Interaktion zur Analyse der heterogenen Teilnahmeeffekte genutzt oder zumindest ausgewiesen und interpretiert wird.

*Tabelle 9: OLS Schätzungen der heterogenen Teilnahmeeffekte mit vollständiger Interaktion*

	Sozialv. Beschäftigung (13)	Arbeitslosigkeit (13)
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	5,441*** (0,930)	-0,177 (1,237)
Frau * Kombilohn ( $\delta$ )	1,992*** (0,449)	-0,813 (0,597)
Hauptschulabschluss * Kombilohn ( $\delta$ )	-0,178 (0,575)	-0,064 (0,766)
mittlere Reife * Kombilohn ( $\delta$ )	0,498 (0,680)	-0,921 (0,905)
Fachhochschulreife * Kombilohn ( $\delta$ )	2,703** (1,057)	-0,835 (1,407)
Abitur/Hochschulreife * Kombilohn ( $\delta$ )	2,178** (0,903)	-0,972 (1,201)
Arbeitslosendauer 6-12 Monate * Kombilohn ( $\delta$ )	1,380*** (0,514)	-0,642 (0,685)
Arbeitslosendauer 12-24 Monate * Kombilohn ( $\delta$ )	1,438** (0,561)	-1,814** (0,747)
Arbeitslosendauer 24-36 Monate * Kombilohn ( $\delta$ )	1,432 (1,052)	-1,145 (1,400)
Arbeitslosendauer über 36 Monate * Kombilohn ( $\delta$ )	0,329 (1,366)	-0,363 (1,818)
gesundheitliche Einschränkungen * Kombilohn ( $\delta$ )	1,912*** (0,604)	-1,459* (0,803)
mehrfache Arbeitslosigkeit * Kombilohn ( $\delta$ )	-0,033 (0,702)	-1,132 (0,934)
Teilnahme an Trainingsmaßnahme * Kombilohn ( $\delta$ )	0,608 (0,449)	-1,014* (0,598)
Alter 25-40 Jahre * Kombilohn ( $\delta$ )	0,289 (0,622)	-3,111*** (0,828)
Alter 40-50 Jahre * Kombilohn ( $\delta$ )	2,258*** (0,715)	-5,367*** (0,952)
Alter über 50 Jahre * Kombilohn ( $\delta$ )	1,959** (0,908)	-3,453*** (1,209)
Alleinerziehend * Kombilohn ( $\delta$ )	0,968 (0,889)	-0,687 (1,183)
Frau	0,123 (0,133)	-1,145*** (0,177)
Hauptschulabschluss	0,264 (0,186)	-0,458* (0,248)
mittlere Reife	0,692*** (0,221)	-0,806*** (0,294)
Fachhochschulreife	0,334	-0,776*

	(0,324)	(0,431)
Abitur/Hochschulreife	0,304	-1,712***
	(0,242)	(0,322)
Arbeitslosendauer 6-12 Monate	-0,737***	1,297***
	(0,185)	(0,246)
Arbeitslosendauer 12-24 Monate	-1,236***	2,387***
	(0,181)	(0,241)
Arbeitslosendauer 24-36 Monate	-1,990***	3,486***
	(0,257)	(0,343)
Arbeitslosendauer über 36 Monate	-2,369***	3,105***
	(0,254)	(0,339)
gesundheitliche Einschränkungen	-0,833***	0,615***
	(0,148)	(0,197)
mehrfache Arbeitslosigkeit	0,181	1,703***
	(0,161)	(0,214)
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	-0,068	1,058***
	(0,149)	(0,199)
Alter 25-40 Jahre	-0,023	3,302***
	(0,250)	(0,332)
Alter 40-50 Jahre	-0,807***	4,816***
	(0,261)	(0,348)
Alter über 50 Jahre	-1,933***	4,952***
	(0,260)	(0,346)
Alleinerziehend	-0,382	0,511
	(0,338)	(0,449)
Konstante	3,984***	7,186***
	(0,316)	(0,420)
Fallzahl	7571	7571
R <sup>2</sup>	0,272	0,177
adjusted R <sup>2</sup>	0,269	0,174
F-Wert	85,221	49,203

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern. Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\*1%-Niveau.

Die Ergebnisse in Tabelle 9 zeigen, dass bei vollständiger Interaktion der Teilnahmeeffekt gemessen durch den Koeffizienten  $\alpha$  deutlich geringer wird. Jedoch entspricht er dem geschätzten homogenen Teilnahmeeffekt, wenn das Arbeitsergebnis mit den jeweiligen durchschnittlichen Merkmalsausprägungen der Interaktionsterme vorhergesagt wird. Die Interaktion von Kombilohnbeteiligung und Schulabschluss deutet daraufhin, dass der Teilnahmeeffekt bei höher Qualifizierten größer ausfällt, wobei die Ergebnisse für den Verbleib in Arbeitslosigkeit nicht signifikant sind. Die Dauer der Arbeitslosigkeit vor Teilnahme am Kombilohnmodell

hat zunächst einen positiven Einfluss, der aber eine abnehmende Tendenz aufweist. Denn im Vergleich zur Referenzgruppe der unter sechs Monate Arbeitslosen sind alle anderen Teilnehmer länger sozialversicherungspflichtig beschäftigt und kürzer arbeitslos. Am stärksten ist der Teilnahmeeffekt bei der Gruppe der 12 bis 24 Monate Arbeitslosen, danach nimmt er wieder ab. Ähnlich verhält es sich mit dem Alter der Teilnehmer. Im Vergleich zur Referenzgruppe der unter 25-jährigen sind alle anderen Altersgruppen erfolgreicher, insbesondere die Teilnehmer mittleren Alters (40 bis 50 Jahre). Ferner sind Teilnehmer mit gesundheitlichen Einschränkungen signifikant länger beschäftigt und kürzer arbeitslos. Dies gilt mit Einschränkung auch für Personen die zuvor schon einmal an einer Trainingsmaßnahme teilnahmen. Wie zuvor bereits ausführlich diskutiert, ist der Teilnahmeeffekt bei Frauen größer. Auch Alleinerziehende haben höhere Teilnahmeeffekte, die aber nicht signifikant sind. Insgesamt lässt sich somit zeigen, dass die Wirkungen für verschiedene Teilnehmergruppen sehr heterogen sind. Entsprechend der Zielgruppenorientierung des Hamburger Kombilohnmodells ist der Teilnahmeeffekt für längere Zeit arbeitslose Personen, für Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen, für ältere Personen und Frauen größer. Diese Personengruppen hätten nämlich ohne die Teilnahme am Hamburger Kombilohnmodell schlechtere Arbeitsmarktchancen als die Referenzgruppen. Allerdings scheint dies nicht für Geringqualifizierte zu gelten.

#### **4 Fazit**

In diesem Kapitel wurden die homogenen und heterogenen Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells auf den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung und Arbeitslosigkeit untersucht. Es zeigen sich positive Teilnahmeeffekte, die jedoch recht heterogen für bestimmte Untergruppen der Population sind. Beispielsweise ist der Effekt bei Frauen größer als bei Männern. Entsprechend der Zielgruppenorientierung des Hamburger Kombilohn-Modells sind die Effekte für fast alle Problemgruppen am Arbeitsmarkt mit Ausnahme der Geringqualifizierten größer.

Für die Evaluierung wurden zwei verschiedene Ansätze genutzt. Zunächst wurde mittels PSM der ATT sowohl für alle Teilnehmer als auch getrennt für weibliche und



männliche Teilnehmer ermittelt. Darauf folgend wurden OLS Schätzungen durchgeführt, die eine ziemlich genaue Approximation des homogenen und heterogenen ATT ergaben. Aus methodischer Sicht ist dies zwar nicht a priori zu erwarten gewesen, aber da alle Beobachtungen „On Support“ waren, wird ein mögliches Problem von OLS umgangen. Zudem scheint auch die Linearitätsannahme bei OLS hier unproblematisch zu sein. Die wesentlich bedeutsamere Annahme, dass die Selektion in die Teilnahme und in den Arbeitsmarkt nur durch die beobachtbaren Merkmale bestimmt wird, wurde nicht getestet (vgl. (4) und (14) in Abschnitt 2). Aber sollte diese Annahme nicht erfüllt sein, so würde auch das PSM zu einem verzerrten ATT führen und hätte keine Vorteile gegenüber OLS.

Ein Vorteil von OLS ist, dass keine aufwendigen Matching Prozeduren mit ihren dazugehörigen Balancing-Tests durchgeführt werden müssen. Ein weiterer Vorteil besteht bei der Analyse heterogener Teilnahmeeffekte. Denn wie gezeigt wurde, lassen sich diese in einer einzigen Regression mit Interaktionstermen schätzen. Demgegenüber müssten beim PSM jeweils eigene Matching Prozeduren für die jeweiligen Untergruppen durchgeführt werden. Die Ergebnisse dieser Vergleichsstudie sollten aber nicht als Plädoyer gegen das PSM verstanden werden, da es in bestimmten Situationen, abhängig von den Daten und der zu analysierenden Maßnahme, durchaus Vorteile gegenüber OLS haben kann. Jedoch sollte auch OLS nicht a priori als problematisch bewertet werden, da es auch Vorteile mit sich bringt, insbesondere bei der Analyse heterogener Teilnahmeeffekte. Insgesamt werfen die sehr ähnlichen Ergebnisse und auch die zugrunde liegenden Annahmen von PSM und OLS die Frage auf, ob die Anwendung von PSM auf Untersuchungsgegenstände, die bereits zuvor ausführlich mit linearen Regressionen und anderen parametrischen Verfahren analysiert wurden, neue Erkenntnisse bringt. Ich schließe mich in diesem Sinne Hamermesh (2000: 378) an: „Labormetric research is not a cadenza designed to show off the sophistication of our tools. Its sole purpose should be to provide an empirical description of labor-market outcomes that helps to illuminate economic behaviour.“

## References

- Abraham, K.G. (1988): Flexible staffing arrangements and employers' short-term adjustment strategies. In: Hart, R.A. (ed.), *Employment, unemployment and labor utilization*, London: 288-311.
- Adams, J.S. (1965): Inequity in social exchange. In: Berkowitz, L. (ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* 2: 267-299.
- Addison, J.T., Belfield, C.R. (2004): Union voice. *Journal of Labor Research* 25(4): 563-597.
- Addison, J.T., Bellmann, L., Schnabel, C., Wagner, J. (2004): The reform of the German Works Constitution Act: A critical assessment. *Industrial Relations* 43(2): 392-420.
- Addison, J.T., Schnabel, C., Wagner, J. (2004): The course of research into the economic consequences of German works councils. *British Journal of Industrial Relations* 42(2): 255-281.
- Akerlof, G.A. (1982): Labor contracts as partial gift exchange. *Quarterly Journal of Economics* 97(4): 543-569.
- Akerlof, G.A., Yellen, J.L. (1990): The fair wage-effort hypothesis and unemployment. *Quarterly Journal of Economics* 105(2): 255-283.
- Allen, S.G. (1981a): An empirical model of work attendance. *Review of Economics and Statistics* 63(1): 77-87.
- Allen, S.G. (1981b): Compensation, safety, and absenteeism: evidence from the paper industry. *Industrial and Labor Relations Review* 34(2): 207-218.
- Allen, W.D. (1996): Family illness and temporary work absence. *Applied Economics* 28: 1177-1180.
- Angrist, J.D. (1998): Estimating the labor market impact of voluntary military service using social security data on military applicants. *Econometrica* 66: 249-288.
- Angrist, J.D., Krueger, A.B. (1999): Empirical strategies in labor economics. *Handbook of Labor Economics* IIIA: 1277-1366.
- Arellano, M., Bond, S.R. (1991): Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58: 277-297.
- Askildsen, J.E., Jirjahn, U., Smith, S.C. (2006): Works councils and environmental investment: theory and evidence from German panel data. *Journal of Economic Behavior and Organization* 60: 346-372.
- Atkinson, J. (1987): Flexibility or fragmentation? The United Kingdom labour market in the eighties, *Labour and Society* 12(1): 87-105.
- Babcock, L., Loewenstein, G., Issacharoff, S., Camerer, C. (1995): Biased judgments of fairness in bargaining. *American Economic Review* 85(5): 1337-1343.

- Barmby, T.A., Orme, C.D., Treble, J.G. (1991): Worker absenteeism: an analysis using microdata. *Economic Journal* 101(405): 214-229.
- Barmby, T.A., Orme, C.D., Treble, J.G. (1995): Worker absence histories: a panel data study. *Labour Economics* 2: 53-65.
- Barmby, T.A., Sessions, J.G., Treble, J.G. (1994): Absenteeism, efficiency wages and shirking. *Scandinavian Journal of Economics* 94(4): 561-566.
- Barmby, T.A., Stephan, G. (2000): Worker absenteeism: why firm size matter. *Manchester School* 68(5): 568-577.
- Barmby, T.A., Treble, J.G. (1991): Absenteeism in a medium-sized manufacturing plant. *Applied Economics* 23: 161-166.
- Batt, R., Colvin, A.J.S., Keefe, J. (2002): Employee voice, human resource practices, and quit rates: evidence from the telecommunication industry. *Industrial and Labor Relations Review* 55(4): 573-594.
- Bell, D., Hart, R. (1999): Unpaid Work. *Economica* 66: 271-290.
- Bentolila, S., Saint-Paul, G. (1992): The macroeconomic impact of flexible labor contracts, with an application to Spain. *European Economic Review* 36(5): 1013-1053.
- Bergemann, A., Mertens, A. (2004): Job stability trends, layoffs, and transitions to unemployment: an empirical analysis for West Germany. *IZA Discussion Paper* No. 1368.
- Berger, S., Piore, M.J. (1980): *Dualism and discontinuity in industrial societies*, Cambridge.
- Berthold, N., Brischke, M., Stettes, O. (2003): Betriebliche Bündnisse für Arbeit: Gratwanderung zwischen Tarifbruch und Tariftreue. *ORDO* 54: 175-193.
- Blundell, R., Bond, S.R. (1998): Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87: 115-143.
- Blundell, R., Costa Dias, M. (2002): Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. *Portuguese Economic Journal* 1: 91-115.
- Blundell, R., Dearden, L., Sianesi, B. (2004): Evaluating the impact of education on earnings in the UK: Models, methods and results from the NCDS. *Institute for Fiscal Studies Working Paper* 03/20.
- Bond, S.R. (2002): Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal* 1(2): 141-162.
- Boockmann, B., Hagen, T. (2003): Works councils and fixed-term employment: evidence from West German establishments. *Schmollers Jahrbuch* 123(3): 359-381.
- Booth, A.L., Francesconi, M., Frank, J. (2002a): Labour as a buffer: Do temporary workers suffer? *IZA Discussion Paper* No. 673.

- Booth, A.L., Francesconi, M., Frank, J. (2002b): Temporary jobs: stepping stones or dead ends? *Economic Journal* 112(6): F189-F213.
- Brockner, J., DeWitt, R., Grover, S., Reed, T. (1990): When it is especially important to explain why: Factors affecting the relationship between managers' explanations of a layoff and survivors' reactions to the layoff. *Journal of Experimental Social Psychology* 26: 389-407.
- Brockner, J., Greenberg, J. (1990): The impact of layoffs on survivors: an organizational justice perspective. In: Carroll, J.S. (ed.), *Applied social psychology and organizational settings*, Hillsdale: 45-75.
- Brockner, J., Grover, S., Reed, T., DeWitt, R., O'Malley, M. (1987): Survivors' reactions to layoffs: we get by with a little help for our friends. *Administrative Science Quarterly* 32(12): 526-541.
- Brodsky, M.M. (1994): Labor market flexibility: a changing international perspective. *Monthly Labor Review* 117(11): 53-60.
- Brown, S. (1994): Dynamic implications of absence behaviour. *Applied Economics* 26: 1163-1175.
- Brown, S., Sessions, J.G. (1996): The economics of absence: theory and evidence. *Journal of Economic Surveys* 10(1): 23-53.
- Bulow, J.I., Summers, L.H. (1986): A theory of dual labor markets with application to industrial policy, and Keynesian Unemployment. *Journal of Labor Economics* 4(3): 376-414.
- Caliendo, M., Hujer, R. (2006): The Microeconometric Estimation of Treatment Effects – An Overview. *Allgemeines Statistisches Archiv* 90: 197-212.
- Caliendo, M., Kopeinig, S. (2006): Some practical guidance for the implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys* (forthcoming).
- Cappelli, P., Neumark, D. (2004): External churning and internal flexibility: evidence on the functional flexibility and core-periphery hypotheses. *Industrial Relations* 43(1): 148-182.
- Carlsson, B. (1989): Flexibility and the theory of the firm. *International Journal of Industrial Organization* 7(2): 179-203.
- Charness, G., Kuhn, P. (2004): Do co-workers' wages matter? Theory and evidence on wage secrecy, wage compression and effort. *IZA Discussion Paper* No. 1417.
- Charness, G., Levine, D.I. (2000): When are layoffs acceptable? Evidence from a quasi-experiment. *Industrial and Labor Relations Review* 53(3): 381-400.
- Charness, G., Levine, D.I. (2002): Changes in the employment contract? Evidence from a quasi-experiment. *Journal of Economic Behavior and Organization* 47: 391-405.
- Chaudhury, M., Ng, I. (1992): Absenteeism predictors: least squares, rank regression, and model selection results. *Canadian Journal of Economics* 25(3): 615-635.

- Clark, A.E., Masclet, D., Villeval, M.-C. (2006): Effort and comparison income: experimental and survey evidence. *IZA Discussion Paper No. 2169*.
- Clark, A.E., Oswald, A.J. (1995): Satisfaction and comparison income. *Journal of Public Economics* 61: 359-382.
- Daniel, K.S., Siebert, W.S. (2005): Does employment protection reduce the demand for unskilled labour? *International Economic Journal* 19: 197-222.
- Dehejia, R. (2005): Practical Propensity Score Matching: A reply to Smith and Todd. *Journal of Econometrics* 125: 355-364.
- Dietz, M., Koch, S., Walwei, U. (2006): Kombilohn – Ein Ansatz mit Haken und Ösen. *IAB Kurzbericht* Nr. 3.
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U. (2006): Homo reciprocans: survey evidence on prevalence, behaviour and success. *IZA Discussion Paper No. 2205*.
- Dougherty, C. (2002): *Introduction to econometrics*, 2nd edition, Oxford.
- Drago, R., Wooden, M. (1992): The determinants of labor absence: economic factors and workgroup norms across countries. *Industrial and Labor Relations Review* 45(4): 764-778.
- Dunn, L.F., Youngblood, S.A. (1986): Absenteeism as a mechanism for approaching an optimal labor market equilibrium: an empirical study. *Review of Economics and Statistics* 68(4): 668-674.
- Easterlin, R.A. (1995): Will raising the incomes of all increase the happiness of all? *Journal of Economic Behavior and Organization* 27: 35-47.
- Elster, J. (1991): Local justice – How institutions allocate scarce goods and necessary burdens (Joseph Schumpeter Lecture). *European Economic Review* 35: 273-291.
- Engelland, A., Riphahn, R.T. (2005): Temporary contracts and employee effort. *Labour Economics* 12(3): 281-299.
- Engelstad, F. (1997): Needs and social justice: the criterion of needs when exempting employees from layoff. *Social Justice Research* 10(2): 203-223.
- Falk, A., Knell, M. (2004): Choosing the Joneses: endogenous goals and reference standards. *Scandinavian Journal of Economics* 106(3): 417-435.
- Fehr, E., Gächter, S. (2000): Fairness and retaliation: the economics of reciprocity. *Journal of Economic Perspectives* 14(3): 159-181.
- Fehr, E., Kirchler, E., Weichbold, A., Gächter, S. (1998): When social norms overpower competition: gift-exchange in experimental labor markets. *Journal of Labor Economics* 16(2): 324-351.
- Fitzenberger, B., Franz, W. (1999): Industry-level wage bargaining: a partial rehabilitation – The German experience. *Scottish Journal of Political Economy* 46: 437-457.

- Forslund, A., Johannson, P., Lindqvist, L. (2004): Employment subsidies – a fast lane from unemployment to work? *IAFU Working Paper* No. 18.
- Frank, R.H. (1984a): Interdependent preferences and the competitive wage structure. *RAND Journal of Economics* 15(4): 510-520.
- Frank, R.H. (1984b): Are workers paid their marginal products? *American Economic Review* 74(4): 549-571.
- Franz, W., Pfeiffer, F. (2003): Zur ökonomischen Rationalität von Lohnrigiditäten aus der Sicht von Unternehmen. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223: 23-57.
- Fredriksson, P., Johannson, P. (2004): Dynamic treatment assignment – the consequences for evaluations using observational data. *IZA Discussion Paper* No. 1062.
- Freeman, R.B. (1976): Individual mobility and union voice in the labor market. *American Economic Review* 66: 361-368.
- Freeman, R.B. (1980): The exit-voice tradeoff in the labor market: unionism, job tenure, quits, and separations. *Quarterly Journal of Economics* 94: 643-673.
- Freeman, R.B., Gelber, A.M. (2006): Optimal inequality/optimal incentives: evidence from a tournament. *NBER Working Paper* No. 12588.
- Freeman, R.B., Lazear, E.P. (1995): An economic analysis of works councils. In: Rogers, J., Streek, W. (eds.), *Works councils: consultation, representation, and cooperation in industrial relations*, Chicago: 27-50.
- Freeman, R.B., Medoff, J.L. (1984): *What do unions do?* New York.
- Frick, B. (1996): Co-determination and personnel turnover: the German experience. *Labour* 10(2): 407-430.
- Frick, B., Möller, I. (2003): Mandated works councils and firm performance: labour productivity and personnel turnover in German establishments. *Schmollers Jahrbuch* 123(3): 423-454.
- Gerfin, M., Lechner, M. (2002): Microeconomic evaluation of the active labour market policy in Switzerland. *Economic Journal* 112: 854-893.
- Gerhardt, M., Larsen, I.M. (2005): *Das „Hamburger Modell“ zur Beschäftigungsförderung – Auswertungsbericht*. Agentur für Arbeit und Behörde für Wirtschaft und Arbeit, Hamburg.
- Gerhardt, M., Wielage, N. (2006): Kombilohnmodell – Praktikable Konzepte statt politischer Placebomaßnahmen. *Wirtschaftsdienst* 86: 794-800.
- Gerlach, K., Hübler, O., Meyer, W. (2003): The Hannover Firm Panel (HFP). *Schmollers Jahrbuch* 123(3): 463-470.

- Gerlach, K., Jirjahn, U. (1999): Längerfristige Beschäftigung, personalpolitische Konzepte und Beschäftigungsentwicklung. *Jahrbuch Ökonomie und Gesellschaft* 15: 180-215.
- Gerlach, K., Jirjahn, U. (2001): Employer provided further training – evidence from German establishment data. *Schmollers Jahrbuch* 121: 1-26.
- Greenberg, J. (1990): Organizational justice: yesterday, today, and tomorrow. *Journal of Management* 16(2): 399-432.
- Greenberg, J. (1993): The social side of fairness: interpersonal and informational classes of organizational justice. In: Cropanzano, R. (ed.), *Justice in the workplace*, Hillsdale: 79-103.
- Greene, W.H. (2003): *Econometric analysis*, 5th edition, New York et al.
- Hagen, T. (2003): Do fixed-term contracts increase the long-term employment opportunities of the unemployed? *ZEW Discussion Paper* No. 03-49.
- Hagen, T. (2003): Does fixed-term contract employment raise firms' adjustment speed? Evidence from an establishment panel for West Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223(4): 403-421.
- Hagen, T., Fitzenberger, B. (2004): Mikroökonomische Methoden zur Ex-post-Evaluation. In: Hagen, T., Spermann, A. (Hrsg.), *Hartz-Gesetze – Methodische Ansätze zu einer Evaluierung*, Baden-Baden: 45-72.
- Hamermesh, D.S. (1993): *Labor demand*, Princeton.
- Hamermesh, D.S. (2000): The craft of labormetrics. *Industrial and Labor Relations Review* 53: 363-380.
- Hassel, A. (1999): The erosion of the German system of industrial relations. *British Journal of Industrial Relations* 37(3): 483-505.
- Heckman, J.J. (1979): Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47(1): 153-161.
- Heckman, J.J., LaLonde, R.J., Smith, J.A. (1999): The economics and econometrics of active labor market programs. *Handbook of Labor Economics* IIIA: 1865-2097.
- Heider, F. (1967): *The psychology of interpersonal relations*, 5th edition, New York.
- Heinemann, S, Jaenichen, U., Stephan, G. (2006): Eingliederungszuschüsse: Förderumfang, Strukturen und Effektivität. *Bundesarbeitsblatt* 3/2006: 4-10.
- Heinze, A., Pfeiffer, F., Spermann, A., Winterhager, H. (2005a): Vermittlungsgutscheine – Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004, Teil I – Datenstruktur und deskriptive Analysen. *IAB Forschungsbericht* Nr. 1/2005.
- Heinze, A., Pfeiffer, F., Spermann, A., Winterhager, H. (2005b): Vermittlungsgutscheine – Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004, Teil III – Mikroökonomische Wirkungsanalyse. *IAB Forschungsbericht* Nr. 3/2005.

- Heywood, J.S., Jirjahn, U. (2004): Teams, teamwork and absence. *Scandinavian Journal of Economics* 106(4): 765-782.
- Heywood, J.S., Jirjahn, U., Tsertsvadze, G. (2005): Hiring older workers and employing older workers: German evidence. *Mimeo*.
- Hirschman, A.O. (1970): *Exit, voice and loyalty*, Cambridge.
- Houseman, S.N. (2001): Why employers use flexible staffing arrangements: evidence from an establishment survey. *Industrial and Labor Relations Review* 55(1): 149-170.
- Hübler, O. (2003): Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36: 539-572.
- Hübler, O., Jirjahn, U. (2003): Works councils and collective bargaining in Germany: the impact on productivity and wages. *Scottish Journal of Political Economy* 50(4): 471-491.
- Hujer, R., Caliendo, M., Radic, D. (2001): Estimating the Effects of Wage Subsidies on the Labour Demand in West Germany Using the IAB Establishment Panel. *ifo Studien* 47: 163-199.
- Hunter, L., McGregor, A., MacInnes, J., Sproull, A. (1993): The 'flexible firm': strategy and segmentation. *British Journal of Industrial Relations* 31(3): 383-407.
- Hutchens, R. (1986): Delayed payment contracts and a firm's propensity to hire older workers. *Journal of Labor Economics* 4: 439-457.
- IAB (2005): Zahlenfiabel. *BeitrAB* 101.
- Jaenichen, U. (2005): Lohnkostenzuschüsse und individuelle Beschäftigungschancen. In: Bellmann, L., Hübler, O., Meyer, W., Stephan, G. (Hrsg.), *Institutionen, Löhne und Beschäftigung*, *BeitrAB* 294: 137-155.
- Jahn, E. (2002): *Zur ökonomischen Theorie des Kündigungsschutzes: Volatilität der Arbeitsnachfrage und duale Arbeitsmärkte*, Berlin.
- Jahn, E. (2005): Wie wirkt der Kündigungsschutz? *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* 38(2/3): 284-304.
- Kahneman, D., Knetsch, J.L., Thaler, R. (1986): Fairness as a constraint on profit seeking: entitlements in the market. *American Economic Review* 76(4): 728-741.
- Kalleberg, A.L. (2001): Organizing flexibility: the flexible firm in a new century. *British Journal of Industrial Relations* 39(4): 479-504.
- Kaltenborn, B. (2001): Kombilöhne in Deutschland – Eine systematische Übersicht. *IAB Werkstattbericht* Nr. 14.
- Kaltenborn, B., Wielage, N. (2005): Kombilöhne: Erfahrungen und Ausblick. *Blickpunkt Arbeit und Wirtschaft* Nr. 4.



- Kangasharju, A. (2007): Do wage subsidies increase employment in subsidized firms? *Economica* 74: 51-67.
- Kennedy, P. (1998): *A guide to econometrics*, 4th edition, Oxford, Malden.
- Kölling, A. (1998): Dynamische Arbeitsnachfrage und asymmetrisches Anpassungsverhalten in der Bundesrepublik Deutschland – Eine Untersuchung mit Daten aus dem IAB-Betriebspanel. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 31(4): 637-647.
- Kölling, A. (2000): The IAB-Establishment Panel. *Schmollers Jahrbuch* 120(2): 291-300.
- Konow, J. (2001): Fair and square: the four sides of distributive justice. *Journal of Economic Behavior and Organization* 46: 137-164.
- Konow, J. (2003a): Which is the fairest one of all? A positive analysis of justice theories. *Journal of Economic Literature* 41(4): 1188-1239.
- Konow, J. (2003b): Fairness is in the eye of the impartial spectator. *Ludwig Boltzmann Institut zur Analyse wirtschaftspolitischer Aktivitäten, Forschungsbericht 2003.03*.
- Konow, J. (2005): Blind spots: the effects of information and stakes on fairness bias and dispersion. *Social Justice Research* 18(4): 349-390.
- Kraft, K. (1986): Exit and voice in the labour market: an empirical study of quits. *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 142: 697-715.
- Kraft, K. (2006): On estimating the effect of co-determination on personnel turnover. *Schmollers Jahrbuch* 126(2): 287-305.
- Krogh, G. von, Kameny, M. (2002): Leap before you layoff: look for creative alternatives. *European Management Journal* 20(6): 664-670.
- Landers, R., Rebitzer, J., Taylor, L. (1996): Rat race redux: adverse selection in the determination of work hours in law firms. *American Economic Review* 68: 329-348.
- Larsson, L. (2003): Evaluation of Swedish youth labor market programs. *Journal of Human Resources* 38: 891-927.
- Leana, C.R., Feldman, D.C. (1992): *Coping with job loss: how individuals, organizations, and communities respond to layoffs*, New York.
- Lechner, M. (1998): *Training the East German labour force: Microeconomic evaluations of continuous vocational training after unification*, Heidelberg.
- Lechner, M. (1999): Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in East Germany after unification. *Journal of Business and Economic Statistics* 17: 74-90.
- Leigh, J. P. (1984): Unionization and absenteeism. *Applied Economics* 16: 147-157.

- Leuven, E., Sianesi, B. (2003): PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. *Software*, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.
- Leventhal, G.S. (1980): What should be done with equity theory? New approaches to the study of fairness in social relationship. In: Gergen, G.S., Greenberg, M.S., Willis, R.H. (eds.), *Social exchange, advances in theory and research*, New York, London: 27-55.
- Mauer, A., Seifert, H. (2001): Betriebliche Beschäftigungs- und Wettbewerbsbündnisse: Strategie für Krisenbetriebe oder neue regelungspolitische Normalität? *WSI Mitteilungen* 54(8): 490-500.
- McDonald, J.F., Moffitt, R.A. (1980): The uses of Tobit analysis. *Review of Economics and Statistics* 62(2): 318-321.
- Michalopoulos, C., Robins, P.K., Card, D. (2005): When financial incentives pay for themselves: evidence from a randomized social experiment for welfare recipients. *Journal of Public Economics* 89: 5-29.
- Miller, P., Mulvey, C. (1991): Australian evidence on the exit/voice model of the labor market. *Industrial and Labor Relations Review* 45(1): 44-57.
- Müller-Jentsch, W. (1995): Germany: From collective voice to co-management. In: Rogers, J., Streek, W. (eds.), *Works councils: consultation, representation, and cooperation in industrial relations*, Chicago: 53-78.
- Nickell, S.J. (1986): Dynamic models of labour demand. *Handbook of Labor Economics* 1: 473-522.
- OECD (2002): *Employment Outlook 2002*, Paris.
- OECD (2004): *Employment Outlook 2004*, Paris.
- Oi, W. (1962): Labor as a quasi-fixed factor. *Journal of Political Economy* 70: 538-555.
- Ose, S.O. (2005): Working conditions, compensation and absenteeism. *Journal of Health Economics* 24: 161-188.
- Papke, L.E., Wooldridge, J.M. (1996): Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(K) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics* 11: 619-632.
- Pfeifer, C. (2004): Fairness und Kündigungen: Eine theoretische und empirische Analyse. *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* 37(2): 127-145.
- Pfeifer, C. (2005a): Flexibility, dual labour markets, and temporary employment – Empirical evidence from German establishment data. *Management Revue* 16(3): 404-422.
- Pfeifer, C. (2005b): Fairness and the labour market: A theoretical and empirical analysis of layoffs in Germany. *Faculty of Economics, Leibniz University Hannover, Discussion Paper No. 328*.

- Pfeifer, C. (2007): Determinants of promotions in an internal labour market: testing implications from tournament theory and efficient allocation of workers. *Mimeo, accepted paper for the EEA Meeting 2007*.
- Pfeiffer, F. (2003): *Lohnrigiditäten in gemischten Lohnbildungssystemen*, Mannheim.
- Promberger, M., Rosdücher, J., Seifert, H., Trinczek, R. (1996): Akzeptanzprobleme beschäftigungssichernder Arbeitszeitverkürzungen: empirische Evidenz zweier Beschäftigtenbefragungen bei der Volkswagen AG und der Ruhrkohle AG. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 29(2): 203-218.
- Puhani, P.A. (2000): The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys* 14(1): 53-68.
- Rabin, M. (1993): Incorporating fairness into game theory and economics. *American Economic Review* 83(5): 1281-1302.
- Rabin, M. (1998): Psychology and economics. *Journal of Economic Literature* 36(1): 11-46.
- Rabin, M. (2002): Alfred Marshall Lecture: A perspective on psychology and economics. *European Economic Review* 46: 657-685.
- Rässler, S. (2006): Der Einsatz von Missing Data Techniken in der Arbeitsmarktforschung des IAB. *Allgemeines Statistisches Archiv* 90: 527-552.
- Rebitzer, J.B., Taylor, L.J. (1991): A model of dual labor markets when product demand is uncertain. *Quarterly Journal of Economics* 106(4): 1373-1383.
- Rosenbaum, P.R., Rubin, D.B. (1985): Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician* 39: 33-38.
- Rousseau, D.M. (1995): *Psychological contracts in organizations: understanding written and unwritten agreements*, Thousand Oaks, London, New Dehli.
- Rousseau, D.M., Anton, R.J. (1988): Fairness and implied contract obligations in job terminations: a policy-capturing study. *Human Performance* 1(4): 273-289.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2006): *Arbeitslosigkeit II reformieren: Ein zielgerichtetes Kombilohnmodell*, Wiesbaden.
- Sadowski, D., Backes-Gellner, U., Frick, B. (1995): Works councils: barriers or boosts for the competitiveness of German firms? *British Journal of Industrial Relations* 33(3): 493-513.
- Saint-Paul, G. (1991): Dynamic labor demand with dual labor markets. *Economics Letters* 36(2): 219-222.
- Saint-Paul, G. (1996): *Dual labor markets: a macroeconomic perspective*, London.

- Schöb, R., Weimann, J. (2003): Kombilohn: Die Magdeburger Alternative. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 4: 1-16.
- Shapiro, C., Stiglitz, J.E. (1984): Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review* 74: 433-444.
- Sinn, H.W., Holzner, C., Meister, W., Ochel, W., Werding, M. (2006): Aktivierende Sozialhilfe 2006: Das Kombilohnmodell des ifo Instituts. *ifo Schnelldienst* 2.
- Smith, S.C. (1991): On the economic rationale for codetermination law. *Journal of Economic Behavior and Organization* 16: 261-281.
- Solnick, S.J., Hemenway, D. (1998): Is more always better?: A survey on positional concerns. *Journal of Economic Behavior and Organization* 37: 373-383.
- Spermann, A., Strotmann, H. (2006): The targeted negative income tax (TNIT) in Germany: evidence from a quasi experiment. *IZA Discussion Paper* No. 2067.
- Stephan, G., Rässler, S., Schewe, T. (2006): Wirkungsanalyse in der Bundesagentur für Arbeit – Konzeption, Datenbasis und ausgewählte Befunde. *IAB Discussion Paper* No. 7/2006.
- Stock, R. (2001): *Socio-economic security, justice and psychology of social relationships*, International Labour Office, Geneva.
- Struck, O., Stephan, G., Köhler, C., Krause, A., Pfeifer, C., Sohr, T. (2006): *Arbeit und Gerechtigkeit – Entlassungen und Lohnkürzungen im Gerechtigkeitsurteil der Bevölkerung*, Wiesbaden.
- Verbeek, M. (2004): *A guide to modern econometrics*, 2nd edition, Chichester et al.
- Watson, R., Storey, D., Wynarczyk, P., Keasey, K., Short, H. (1996): The relationship between job satisfaction and managerial remuneration in small and medium-sized enterprises: an empirical test of ‘comparison income’ and ‘equity theory’ hypotheses. *Applied Economics* 28: 567-576.
- Weiner, B. (1994): Sünde versus Krankheit: Die Entstehung einer Theorie wahrgenommener Verantwortlichkeit. In: Försterling, F., Stiensmeier-Pelster, J. (eds.), *Attributionstheorie – Grundlagen und Anwendungen*, Göttingen et al.: 1-25.
- Welters, R., Muysken, J. (2006): Employer search and employment subsidies. *Applied Economics* 38: 1435-1448.
- Winkelmann, R. (1999): Wages, firm size and absenteeism. *Applied Economics Letters* 6(6): 337-341.
- Zwick, T. (2004): Employee participation and productivity. *Labour Economics* 11(6): 715-740.

