



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
DOUTORADO EM ECONOMIA**

ARICIERI DEVIDÉ JÚNIOR

**ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE COMPENSAÇÃO
EXECUTIVA E DINÂMICA DAS GREVES NO BRASIL**

**FORTALEZA – CEARÁ
2010**

ARICIERI DEVIDÉ JÚNIOR

**ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE COMPENSAÇÃO
EXECUTIVA E DINÂMICA DAS GREVES NO BRASIL**

Tese de Doutorado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia.
Área de Concentração: Economia do Trabalho e Econometria
Orientador: Prof. Dr. José Raimundo de Araújo Carvalho Júnior

**FORTALEZA – CEARÁ
2010**

D51e Devidé Júnior, Aricieri
Ensaio Empírico sobre Compensação Executiva e Dinâmica das Greves no Brasil / Aricieri Devidé Júnior. 2010.
149f.
Orientador: Prof. Dr. José Raimundo de Araújo Carvalho Júnior

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Ceará, Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN, Fortaleza, 2010.

1. Economia do Trabalho 2. Remuneração Executiva 3. Greves
4. Econometria I. Título

CDD 331

ARICIERI DEVIDÉ JÚNIOR

**ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE COMPENSAÇÃO
EXECUTIVA E DINÂMICA DAS GREVES NO BRASIL**

Tese de Doutorado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia. Área de Concentração: Economia do Trabalho e Econometria.

Aprovada em 20 / 08 / 2010.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. José Raimundo de A. Carvalho Jr. (Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. João Mário de França
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Ricardo Brito Soares
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Alexandre Xavier Ywata de Carvalho
Membro Externo
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

*Aos meus pais, pela presença e apoio
constantemente em minha jornada.
À minha namorada, ao meu lado em
todos os momentos.*

AGRADECIMENTOS

Acima de tudo, a Deus.

Aos meus pais, Aricieri Devidé e Maria Pedroti Devidé, sempre presentes em minha trajetória acadêmica, me apoiando e motivando em todos os momentos, me renovando a confiança e disposição quando mais precisei.

Aos meus familiares, sempre acreditando em meu sucesso.

À minha namorada, Robéria Lima de Oliveira, ao meu lado em todos os momentos importantes, pelo apoio e compreensão ao longo do curso.

Ao Prof. Dr. José Raimundo de Carvalho Jr., pelo incentivo constante desde o início do curso e pela inestimável orientação no desenvolvimento desse estudo, fundamental para sua realização.

Aos demais professores da banca examinadora, Prof. Dr. João Mário de França, Prof. Dr. Ricardo Brito Soares, Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar e Prof. Dr. Alexandre Xavier Ywata de Carvalho, pelas importantes considerações e contribuições para esse trabalho.

A todos os professores e amigos da universidade que direta ou indiretamente colaboraram para minha formação acadêmica.

"Os problemas significativos que enfrentamos não podem ser resolvidos no mesmo nível de pensamento em que estávamos quando os criamos."

(Albert Einstein)

RESUMO

A presente tese tem por finalidade realizar um estudo empírico em Economia do Trabalho, com a aplicação de técnicas microeconômicas. São desenvolvidos dois capítulos independentes. O primeiro capítulo tem por objetivo verificar a estrutura de compensação dos executivos, mais especificamente estimar a elasticidade da remuneração em relação ao desempenho das firmas, medido pelo faturamento. As estimações são realizadas em duas etapas: a primeira com dados transversais, permitindo a comparação das informações anuais e a segunda utilizando dados em painel. O foco principal deste capítulo é a análise através de dados em painel, pois possui a vantagem de eliminar o problema da heterogeneidade não observada, dando maior representatividade às estimações. Destacando a escassez de estudos brasileiros, realiza uma revisão de literatura internacional referente, permitindo comparar os resultados dessa pesquisa com os encontrados nos demais artigos publicados. O estudo encontra efeitos significativos do desempenho das firmas brasileiras sobre a remuneração de seus executivos, com valores semelhantes aos obtidos por pesquisas realizadas em países europeus. O segundo capítulo destaca a análise das greves brasileiras, com ênfase no impacto da Constituição Federal de 1988 em sua dinâmica. São realizadas duas pesquisas distintas. A primeira analisa os condicionantes da duração das paralisações através do modelo de risco proporcional de Cox, controlando para efeitos relacionados ao tamanho e características das firmas e indicadores macroeconômicos. A segunda pesquisa avalia os fatores que influenciam nos resultados finais das reivindicações dos grevistas, considerando especificamente as informações sobre as greves por motivos salariais; o estudo desenvolve uma ordenação dos resultados dos acordos finais entre trabalhadores e empresas, possibilitando a realização da estimação através do modelo logístico ordenado, controlando para tamanho e características das empresas e duração das paralisações. Os resultados demonstram que o tamanho das greves não é favorável ao acordo entre as partes, estando inversamente relacionado com sua duração e reduzindo a probabilidade de atendimento das solicitações dos grevistas. Analisando a relação entre duração e resultados das reivindicações, verifica-se que greves mais longas tendem a apresentar menor probabilidade de acordo entre as partes. O estudo ainda destaca que no Estado de São Paulo, local de surgimento e desenvolvimento dos principais movimentos grevistas brasileiros, é também o mais favorável ao entendimento entre trabalhadores e empresas, pois as paralisações nele iniciadas tendem a ter menores durações e maiores proporções de atendimento das reivindicações. Em relação ao objetivo principal do capítulo, são evidenciadas as diferenças nas características das greves no período

pós-constitucional. Os resultados sugerem que a Constituição causou impacto significativo na organização dos movimentos grevistas, ampliando sua regulamentação e dando maior poder de barganha aos trabalhadores. Assim, são favorecidos os acordos entre as partes, resultando em uma tendência de greves mais longas e elevando a probabilidade de atendimento das reivindicações dos grevistas.

Palavras-chave: Economia do Trabalho, Remuneração Executiva, Greves, Dados em Painel, Modelos de Duração, Modelo Logístico Ordenado.

ABSTRACT

This thesis aims to conduct an empirical study on Labor Economics, with the application of microeconomic techniques. We develop two independent chapters. The first chapter deals with the structure of executive compensation: specifically it tries to estimate the elasticity of executive compensation in relation to the performance of firms, measured by revenues. The estimations are carried out in two stages: at the first stage, we use cross-sectional data, allowing the comparison of the annual information and at the second, we employ panel data. The main focus of this chapter is the analysis of results coming from the panel data set, because it has the advantage of eliminating the problem of unobserved heterogeneity, giving greater representativeness to the estimates. We found significant effects of the performance of local companies on the remuneration of its executives, with elasticity values similar to those obtained from studies conducted in European countries. The second chapter focuses on the analysis of strikes in Brazil, with emphasis on the impact of the 1988 Federal Constitution in its dynamics. Two different modeling exercises are conducted. The first examines the determinants of the duration of strikes by means of Cox proportional hazards model, controlling for the effects related to the size and characteristics of firms and macroeconomic indicators. The second exercise evaluates the factors that influence the final results of the demands of the strikers through the development and estimation of an ordered logistic model, controlling for size and business characteristics and duration of outages. The results show that the size of strikes is not conducive to agreement between the parties, being inversely related to duration and reducing the likelihood of meeting the demands of the strikers. Analyzing the direct relationship between duration and outcome of claims, it appears that longer strikes tend to have low probability of agreement between the parties. The study also highlights that the State of São Paulo, place of beginning and development of major strike movements in Brazil, is also more conducive to settlements between workers and firms, since the strikes started on it tend to have lower durations and higher proportions of attendance of strikers claims. Regarding the main objective of the chapter, we highlighted differences in the characteristics of strikes in the post-constitutional period compared with the period before the Constitution. The results suggest that the Federal Constitution had a significant impact on the dynamics of the Brazilian strike movements, especially by expanding its regulations and giving greater bargaining power for workers. So, the legislation appears to favored agreements between parties, resulting in a trend of larger strikes and increasing the likelihood of meeting the demands of the strikers.

Keywords: labor economics, executive compensation, strikes, panel data, duration models, logistic ordered regression

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO 1 - ANÁLISE DOS DETERMINANTES DA COMPENSAÇÃO EXECUTIVA NO BRASIL

Tabela 1 – Características selecionadas das empresas.....	28
Tabela 2 – Classificação das empresas de acordo com os setores	29
Tabela 3 – Indicadores das empresas – por setor.....	30
Tabela 4 – Representação das variáveis na estimação.....	38
Tabela 5 – Matriz de correlação entre as variáveis dependentes	39
Tabela 6 – Informações das empresas – por ano e setor.....	40
Tabela 7 – Resultados das estimações <i>pooled OLS</i>	40
Tabela 8 – Resultados das estimações com dados transversais – por ano	42
Tabela 9 – Indicadores das empresas presentes no período total da amostra	44
Tabela 10 – Definição do modelo principal – dados em painel.....	44
Tabela 11 – Resultados das estimações – dados em painel.....	45
Tabela 12 – Resultados dos testes de especificação.....	49
Tabela 13 – Estimções com inclusão progressiva de variáveis.....	49
Tabela 14 – Estimção do modelo de dados em painel com redução do período amostral.....	51
Tabela 15 – Resultados dos testes de especificação.....	52
Tabela 16 – Estimção do modelo de dados em painel não balanceado.....	53
Tabela 17 – Resultados dos testes de especificação.....	54
Tabela 18 – Elasticidade de remuneração executiva – comparação com outros países.....	56

CAPÍTULO 2 – O IMPACTO DA CONSTITUIÇÃO DE 1988 NA DINÂMICA DAS GREVES NO BRASIL

Tabela 1 – Variáveis utilizadas no estudo.....	71
Tabela 2 – Estatística descritiva do grupo de reivindicações (fatores salariais).....	73
Tabela 3 – Estatística descritiva do resultado da 1ª reivindicação.....	73
Tabela 4 – Frequência anual dos resultados das reivindicações – em valores absolutos.....	73
Tabela 5 – Frequência de duração das greves (em dias).....	76
Tabela 6 – Frequência de número de grevistas (em valores absolutos).....	76
Tabela 7 – Estatística descritiva da variável <i>número de grevistas</i> – por faixa.....	78

Tabela 8 – Percentual das variáveis independentes binárias.....	78
Tabela 9 – Estatística descritiva da variável <i>duração das greves</i> – por faixa.....	80
Tabela 10 – Distribuição do erro e modelo paramétrico de tempo de falha acelerado.....	89
Tabela 11 – Funções risco e sobrevivência de modelos paramétricos.....	90
Tabela 12 – Descrição das variáveis.....	102
Tabela 13 – Características das durações das greves.....	103
Tabela 14 – Funções sobrevivência – por período.....	105
Tabela 15 – Teste de igualdade de função sobrevivência.....	106
Tabela 16 – Estimação do modelo de risco proporcional de Cox.....	108
Tabela 17 – Modelo de risco proporcional de Cox estratificado.....	110
Tabela 18 – Modelo de risco proporcional de Cox – por período.....	111
Tabela 19 – Modelo de risco proporcional de Cox estratificado com interação.....	111
Tabela 20 – Características das durações das greves.....	117
Tabela 21 – Teste de igualdade de função sobrevivência.....	118
Tabela 22 – Estimação do modelo de risco proporcional de Cox.....	118
Tabela 23 – Modelo de risco proporcional de Cox estratificado.....	119
Tabela 24 – Modelo logístico ordenado – período total.....	124
Tabela 25 – Efeitos marginais das variáveis – períodos selecionados.....	127
Tabela 26 – Probabilidades de atendimento das reivindicações (por grupos de características).....	130
Tabela 27 – Modelo logístico ordenado – período total.....	132
Tabela 28 – Probabilidades de atendimento das reivindicações (por grupos de características).....	133
Tabela 29 – Efeito dos indicadores selecionados sobre a duração e o resultado das greves ..	136

LISTA DE GRÁFICOS

CAPÍTULO 1 - ANÁLISE DOS DETERMINANTES DA COMPENSAÇÃO EXECUTIVA NO BRASIL

Gráfico 1 – Média de remuneração executiva.....30

CAPÍTULO 2 – O IMPACTO DA CONSTITUIÇÃO DE 1988 NA DINÂMICA DAS GREVES NO BRASIL

Gráfico 1 – Número de greves mensais deflagradas e duração média.....72

Gráfico 2 – Distribuição de freqüência dos resultados das greves.....74

Gráfico 3 – Histograma de duração das greves.....104

Gráfico 4 – Curvas de sobrevivência de Kaplan-Meier.....105

Gráfico 5 – Teste de suposição de risco proporcional.....108

Gráfico 6 – Resíduos de Cox-Snell.....113

Gráfico 7 – Função sobrevivência de Cox.....114

Gráfico 8 – Função risco proporcional (suavizada).....115

Gráfico 9 – Função risco acumulado.....115

Gráfico 10 – Comparação das estimativas de sobrevivência KM e Cox.....116

Gráfico 11 – Função sobrevivência de Cox.....119

Gráfico 12 – Função risco proporcional (suavizada).....120

Gráfico 13 – Distribuição de probabilidade dos resultados.....126

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO GERAL	15
CAPÍTULO 1 - ANÁLISE DOS DETERMINANTES DA COMPENSAÇÃO EXECUTIVA NO BRASIL	
1 – INTRODUÇÃO	17
2 – REFERENCIAL TEÓRICO	19
3 – DESCRIÇÃO DOS DADOS	27
4 – METODOLOGIA	32
4.1 – Modelo econométrico	33
5 – ESTIMAÇÃO DO MODELO	37
5.1 – Estimação através de dados transversais	39
5.2 – Estimação através de dados em painel	43
5.2.1 – Painel balanceado – período total da amostra.....	43
5.2.2 – Testes de especificação.....	46
5.2.3 – Painel balanceado considerando redução do período amostral.....	50
5.2.4 – Extensão da pesquisa: dados em painel não-balanceado.....	52
6 – ANÁLISE DOS RESULTADOS	55
7 – CONCLUSÃO	57
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA	58

CAPÍTULO 2 – O IMPACTO DA CONSTITUIÇÃO DE 1988 NA DINÂMICA DAS GREVES NO BRASIL

1 – INTRODUÇÃO	62
2 – REFERENCIAL TEÓRICO	65
3 – DESCRIÇÃO DOS DADOS	71
4 – METODOLOGIA	75
4.1 – Modelo econométrico	80
4.1.1 – Modelo de análise de duração.....	80
4.1.1.1 – Modelo não paramétrico.....	82

4.1.1.2 – Modelo semiparamétrico.....	84
4.1.1.3 – Modelos paramétricos.....	88
4.1.1.4 – Extensão do modelo: risco múltiplo.....	92
4.1.2 – Modelo com variável dependente categórica ordenada.....	94
5 – ESTIMAÇÃO DO MODELO.....	102
5.1 – Modelo de risco proporcional de Cox.....	102
5.1.1 – Extensão da pesquisa: duração das greves do setor privado no período 1986- 1991	116
5.2 – Modelo logístico ordenado.....	121
5.2.1 – Extensão da pesquisa: resultado das reivindicações das greves do setor privado no período 1986-1991	131
6 – ANÁLISE DE RESULTADOS	135
7 – CONCLUSÃO	141
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA.....	142
ANEXO I – CONSTITUIÇÃO FEDERAL DE 1988 (ARTIGOS SELECIONADOS) ..	147

INTRODUÇÃO GERAL

A Economia do Trabalho é uma ampla área de pesquisa, com elevação considerável do número de pesquisas realizadas nas últimas décadas, principalmente devido ao desenvolvimento e utilização de microdados. Dentre suas diversas áreas, este estudo incorpora três assuntos, divididos em dois capítulos.

O primeiro capítulo analisa a estrutura de incentivo das empresas aos funcionários responsáveis pela sua administração e gerenciamento. Mais especificamente, busca estimar a elasticidade de remuneração dos executivos em relação ao desempenho das firmas, através da estrutura de dados em painel. O capítulo procura contribuir com a literatura referente em determinados aspectos. Inicialmente incluir nas pesquisas científicas uma base de dados pouco explorada, utilizada atualmente para fins informativos; ainda, sugerir alterações (inclusão de informações) nos atuais questionários de pesquisas de empresas. Ainda, apresentar para o caso brasileiro um estudo inicial no país, mas amplamente realizado internacionalmente; em geral, os estudos no Brasil ficam restritos a estudos de caso ou a dados informativos, sem um arcabouço quantitativo, buscando esse estudo incorporar uma modelagem econométrica na análise das informações. Finalmente, comparar os resultados encontrados com as demais pesquisas publicadas, possibilitando um estudo mais aprofundado das empresas nacionais e sugerindo a ampliação das pesquisas na área.

O segundo capítulo aborda a dinâmica das greves no Brasil, sendo dividido em duas grandes pesquisas: a primeira verifica os condicionantes da duração das greves através da estrutura de análise de duração, com a utilização do modelo de risco proporcional de Cox, enquanto que a segunda aborda os fatores que influenciam nas probabilidades de atendimento das reivindicações dos grevistas, utilizando um modelo de variável categórica ordenada. Ambas as pesquisas estão relacionadas não apenas pela utilização da mesma base de dados, mas pelo objetivo de analisar o impacto da Constituição de 1988 nos resultados. O capítulo busca contribuir com a literatura econômica em alguns aspectos. Ampliar os estudos sobre a duração das greves brasileiras, incorporando o efeito da lei constitucional. Ainda, apresentar um estudo inicial no país sobre as características das greves que afetam seus resultados, com o desenvolvimento de modelagem econométrica. Por fim, sugerir a ampliação das análises, com a utilização de outros instrumentais econométricos.

**CAPÍTULO 1 - ANÁLISE DOS DETERMINANTES
DA COMPENSAÇÃO EXECUTIVA NO BRASIL**

1 – INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, houve significativo aumento no número de estudos referentes à determinação da remuneração dos funcionários executivos das empresas, tanto sob a abordagem do lado da oferta quanto do lado da demanda do mercado de trabalho. Entre 1985 e 1995, as publicações sobre pagamento executivo passaram de uma média de cerca de duas publicações por ano para mais de sessenta [Murphy (1999)].

Embora a literatura seja multidisciplinar, incorporando aspectos relativos à administração e gerenciamento, organização industrial e finanças, observa-se uma predominância de estudos na área de Economia do Trabalho. Os mais recentes estudos verificam de forma mais específica a relação entre a remuneração de seus executivos e o desempenho dos indicadores econômicos das empresas, com destaque para o tamanho da empresa, medido através de seu volume de vendas, faturamento, lucro ou valor de suas ações (representando o valor total da empresa no mercado).

De forma particular, executivos são tipicamente vistos como responsáveis pela administração e gerenciamento das empresas – como tomadores de decisões, influenciando diretamente em sua organização e desempenho. Existe consenso nas pesquisas sobre a possibilidade de divergência entre os objetivos dos executivos, acionistas e proprietários das firmas [Murphy (1999), Chalmers (2006) e Xianming (2000)] – por exemplo, quanto a crescimento das vendas, do valor de mercado da empresa, do retorno de suas ações, do lucro, da parcela do mercado em que estão inseridas – de forma que a remuneração total dos executivos pode variar significativamente de acordo com o objetivo da empresa e de seus valores, sendo seus ganhos expressos geralmente na forma de bonificações, opções de ações ou outros benefícios. De forma similar, características dos executivos, como idade, experiência, formação profissional e outros aspectos individuais, assim como características das empresas, como tamanho, organização funcional, setor e estrutura de mercado, evolução de seus indicadores econômicos e financeiros e fatores macroeconômicos contribuem direta ou indiretamente na determinação de seus rendimentos.

Com base nessas hipóteses, o objetivo desse estudo é mensurar a elasticidade da remuneração executiva em relação ao faturamento das empresas, através da utilização de diferentes técnicas econométricas. Busca-se verificar o impacto dos indicadores de desempenho e características das empresas sobre a remuneração de seus diretores e gerentes, em análise do lado da demanda do mercado de trabalho. Ainda, fazer uma comparação com os resultados obtidos nos estudos realizados em demais países.

Além dessa introdução, a seção 2 apresenta o referencial teórico, demonstrando os principais componentes da estrutura de pagamentos dos executivos, assim como as formas de mensuração de desempenho e características mais importantes das firmas. Realiza ainda um levantamento das mais importantes pesquisas publicadas e os mais relevantes resultados empíricos obtidos.

A seção 3 descreve a base de dados utilizada nessa pesquisa. Com informações para empresas brasileiras no período compreendido entre os anos de 1999 a 2002, são apresentadas as variáveis presentes no modelo a ser estimado, representando a remuneração executiva e o desempenho das empresas, assim como determinadas características selecionadas das mesmas.

A seção 4 apresenta a metodologia, consistindo no tratamento dado às variáveis selecionadas na seção anterior. Define a forma de apresentação das variáveis do estudo, assim como os critérios utilizados na utilização de indicadores de desempenho e características específicas das empresas. Faz ainda uma discussão a respeito da utilização de informações agregadas das empresas em nível anual e de valores médios de faturamento e de remunerações executivas. Descreve também a modelagem econométrica, sendo dividido em duas partes: a primeira consiste no modelo de mínimos quadrados ordinários, para as informações transversais, analisadas individualmente a cada ano da amostra e através de MQO concatenados, considerando conjuntamente as informações de todo o período. A segunda parte se refere ao modelo de dados em painel, para as informações das empresas presentes em todos os anos da amostra, caracterizando o painel balanceado.

Os resultados econométricos são apresentados na seção 5, onde se define inicialmente a representação da equação principal desse estudo. Na primeira parte da seção as informações são analisadas anualmente, incluindo toda a amostra, para verificar se determinados padrões são mantidos ao longo dos anos. A segunda parte desenvolve uma estimação de dados em painel balanceado, incluindo somente as empresas presentes em todo o período considerado.

Complementando a seção anterior, a seção 6 analisa economicamente os resultados obtidos. Realiza ainda uma verificação dos resultados de demais pesquisas internacionais relacionadas, permitindo uma comparação com os encontrados nesse estudo. Por fim, a seção 7 apresenta as principais conclusões resultantes dessa pesquisa e possíveis extensões de pesquisa.

2 – REFERENCIAL TEÓRICO

A literatura econômica da remuneração executiva se desenvolveu em torno da década de 1980, principalmente com atenção dada pelos estudos em economia do trabalho. Embora a estrutura de incentivos dos executivos seja ampla – não havendo, portanto, uma forma específica de remuneração de acordo com o desempenho das empresas, assim como as várias formas de mensuração de suas atividades – as pesquisas em geral demonstram uma significativa relação entre o desempenho das firmas e a remuneração dos funcionários responsáveis por seu gerenciamento.

Diversos estudos demonstram uma tendência de elevação da remuneração dos executivos ao longo dos anos [Mehran (1995), Gabaix e Landier (2007) e Murphy (1999)]. Entretanto, ocorrem grandes diferenças em relação aos pagamentos entre as empresas e setores, assim como o tipo de remuneração aplicada. Para entender melhor a estrutura de compensação executiva, em geral, os pagamentos são representados principalmente pelos seguintes componentes: salário-base, planos anuais de bônus e opções de ações.

O *salário-base* é tipicamente representado por um valor anual, geralmente definido de acordo com a função desempenhada pelo executivo, assim como características específicas da empresa (área e setor de atuação, tamanho, presença no mercado de ações, se possui presença multinacional, etc). Embora a participação do salário-base na remuneração total dos executivos tenha uma tendência declinante, sua negociação no processo de contratação tem fundamental importância. Além de ser o principal componente da remuneração, representa o componente fixo do salário nos contratos trabalhistas (executivos avessos ao risco tendem a preferir aumentos no salário-base a aumentos em bônus por desempenho ou outras compensações variáveis, por exemplo), servindo ainda de parâmetro na definição de outros componentes variáveis da remuneração.

Os *planos anuais de bônus* representam uma forma de remuneração variável, geralmente oferecidos pelas empresas com fins lucrativos a seus principais executivos, baseados em critérios de desempenho individual e da empresa. Apesar de haver grandes diferenças entre as firmas, a definição dos planos de bônus anuais pode se dar através de três categorias básicas: medidas de desempenho, padrões de desempenho e estruturas de remuneração por desempenho.

Na forma típica de pagamento por bonificação, nenhum valor é pago até que uma meta mínima seja atingida, sendo pago um bônus proporcional a partir de então. Um bônus alvo é pago quando se atinge uma meta de desempenho da empresa, podendo haver em geral

um valor máximo pago aos executivos, expresso por um percentual do bônus alvo. O intervalo correspondente aos valores entre o bônus mínimo e máximo, em que as variações de desempenho das empresas causam variações nos bônus executivos, é denominado de zona de incentivo. Ainda, a distribuição dos bônus entre os membros do quadro executivo pode depender de seus desempenhos individuais, de acordo com metas pré-definidas ou com a participação em tomadas de decisões importantes para o desempenho da empresa.

O modelo de desempenho das firmas pode ser expresso através de indicadores financeiros ou não financeiros. No primeiro caso, podem ser representados pelo faturamento, rendimento líquido, valor da empresa no mercado de ações, volumes de ações negociadas, lucros operacionais ou outras medidas de fluxo de caixa. No segundo caso podem ser expressos pelo número de clientes, número de estabelecimentos, participação no mercado, assim como objetivos operacionais ou estratégicos, como aumento da capacidade produtiva, satisfação do consumidor, dentre outros.

Para se determinar os bônus dos executivos, as empresas podem ainda utilizar uma ou mais medidas de desempenho. Se a forma de mensuração for múltipla, podem ser caracterizadas como *aditivas* (sendo tratadas essencialmente como planos de incentivos separados) ou como *multiplicativas* (forma em que os bônus pagos devido a uma medida de desempenho podem ser acrescidos ou diminuídos dependendo da realização de outras medidas); pode ainda haver uma avaliação geral de desempenho, sendo o pagamento do bônus determinado por uma ponderação dos resultados atingidos.

Enquanto a medida de desempenho é caracterizada como a variável que representa o desempenho da empresa, na determinação da bonificação executiva, o padrão de desempenho é o parâmetro de referência utilizado na avaliação. Dessa forma, o padrão considera, por exemplo, o desempenho relativo no tempo (como um percentual dos indicadores em um determinado período), sendo mais comumente utilizadas as comparações anuais. Pode seguir um objetivo financeiro pré-determinado de rendimentos líquidos, vendas, faturamento ou lucros financeiros ou ainda representar uma avaliação de desempenho relativo às demais empresas do mercado. De forma geral, os estudos indicam que as medidas de desempenho são baseadas em um único critério.

As estruturas de pagamento por desempenho determinam os intervalos em que os bônus são pagos aos executivos, de acordo com os padrões de desempenho das empresas. Considerando a estrutura 80/120, por exemplo, temos que nenhum bônus é pago até se atingir 80% de determinado padrão de desempenho, sendo os executivos então remunerados até o desempenho exceder 120% do valor de referência. Segundo Murphy (1999), embora a

estrutura 80/120 seja mais comumente utilizada, outras estruturas que aparecem com frequência são 90/110, 95/100, 50/150, 80/110, 80/120 e 80/140, variando principalmente entre os diversos setores da economia. Outra forma de estrutura é o de soma de objetivos modificados, em que cada membro executivo tem um bônus alvo específico, e a soma dos bônus alvo define o bônus alvo conjunto – esse formato é baseado nos objetivos individuais e embora a divisão entre os executivos venha a premiar desempenhos individuais, o modelo tende a ser qualitativamente idêntico ao da estrutura anteriormente descrito, mas com ponderações diferentes para os executivos de acordo com as suas funções determinadas.

O sistema de bônus por desempenho apresenta algumas características inerentes. A vantagem desse método é que permite aos executivos acompanhar o desenvolvimento da variável objetivo ao longo do tempo, podendo fazer os ajustes necessários para que as metas sejam atingidas. Porém, a principal desvantagem é que as atividades da empresa podem ser direcionadas para se atingir os objetivos vinculados aos bônus executivos, não sendo feitos os devidos investimentos em outras áreas – por exemplo, se a medida de desempenho for o lucro corrente, pode haver ações que elevem o lucro corrente, mas causem redução em lucros futuros, como cortes de investimentos em pesquisa e desenvolvimento.

As *opções de ações* são contratos que dão aos beneficiários a possibilidade da compra de uma cota de ações de um pré-especificado exercício a um determinado preço. De forma geral, as opções se tornam exercíveis no longo prazo (normalmente depois de um pré-determinado número de anos – por exemplo, 25% das opções se tornam exercíveis a cada quatro anos), não são negociáveis e perdem sua validade se os executivos saírem da empresa antes de se tornarem aplicáveis.

A forma de inclusão das opções de ações nos contratos dos executivos pode ser determinada através de diferentes formas, determinando distintas formas de incentivo. Por exemplo, os preços de exercício podem estar vinculados ao mercado de ações, as opções podem estar indisponíveis a menos que uma determinada meta de desempenho seja atingida (incentivando o esforço dos executivos para se atingir as metas propostas) ou ser exercível somente ao longo do tempo (premiando os executivos que permanecem na empresa por maiores períodos). Na prática, não há uma forma específica de estimar o impacto das opções de ações sobre o incentivo dos executivos, pois vai depender de vários fatores, como a aversão ao risco, da fração da riqueza investida em ações da companhia, da possibilidade das metas de desempenho da empresa serem atingidas, da expectativa de permanência na empresa por períodos mais prolongados, da probabilidade das opções serem exercidas, do equivalente-certeza do valor futuro das ações, dentre outros.

Outras formas de compensação executiva são definidas, mas variando em proporções entre empresas e setores, como as ações restritas, os planos de incentivo de longo prazo e os planos de aposentadoria, por exemplo. As opções de ações restritas se diferenciam das opções de ações anteriormente descritas por serem exercíveis somente sob determinadas condições (geralmente relacionadas à longevidade do empregado), com a possibilidade de amortização não pagamento de taxas e impostos quando em seu recebimento. Os planos de incentivo de longo prazo são similares às estruturas de bônus anuais, mas diferenciam por somente serem pagos de acordo com o tempo de permanência do executivo na empresa e das metas serem atingidas ao longo do período. Os planos de aposentadoria, por sua vez, incluem benefícios baseados no tempo de serviço, estando disponíveis somente aos executivos que exercem suas atividades na empresa por um determinado tempo mínimo.

Existe uma controvérsia sobre a remuneração dos executivos, pois se eles são responsáveis pelas decisões administrativas e gerenciais das empresas, então também têm poder de decisão a respeito da estrutura e dos valores de seus próprios pagamentos. Porém, para evitar que ocorram disparidades a favor dos membros executivos, de uma forma geral as decisões sobre os pagamentos (não somente dos executivos, mas de todo o quadro funcional) recai sobre um comitê formado por membros do departamento de recursos humanos, em conjunto com contabilistas e consultores externos e com os proprietários ou acionistas¹ da empresa.

A maioria das firmas desenvolve as estruturas de incentivo de acordo com os objetivos a serem atingidos. São baseadas tanto nas características das empresas, como de seus executivos. Dessa forma, podem haver distintas relações entre o rendimento dos executivos e o desempenho das empresas, sendo expressas de forma explícita ou implícita, de acordo com os componentes do pagamento realizados.

A relação implícita entre desempenho da firma e pagamento executivo está intrinsicamente ligada à evolução do preço das ações baseadas em bônus e dos ajustes anuais nos salários, bônus alvo e opções de ações. Na há na literatura um consenso sobre uma específica metodologia que estabelece essa relação, mas em comum nos estudos a análise dos fatores implícitos que remuneram os executivos. Tipicamente a modelagem adotada busca explicar as variações anuais na compensação total executiva através de um conjunto de

¹ Há dois tipos de ações, as ordinárias e as preferenciais. As ordinárias proporcionam participação nos resultados econômicos das empresas e conferem ao titular o direito de voto em assembleia. As preferenciais não permitem o voto, mas garantem prioridades no recebimento de dividendos ou, no caso de dissolução da empresa, reembolso de capital. No caso, os acionistas ordinários que participam do comitê que define as remunerações dos empregados da empresa.

condicionantes geralmente relacionados às características das empresas e de seus funcionários, além de seus indicadores de desempenho (analisando tanto variantes quanto invariantes no tempo, podendo também incluir tendências temporais).

As duas especificações mais comumente utilizadas são baseadas nas suposições de sensibilidade do pagamento em relação ao desempenho (definida através de uma estimação de efeitos fixos ou de primeira diferença, assumindo que a relação pagamento-desempenho seja constante entre os executivos) e a suposição de elasticidade da remuneração em relação ao desempenho (estimado a partir da utilização de valores logaritmizados das variáveis). Entretanto, não há especificamente um método adequado a ser utilizado, dependendo das características das variáveis utilizadas e do modelo de estimação adotado. A principal vantagem da suposição de *sensibilidade* é uma melhor interpretação econômica, pois permite analisar de forma mais direta as variações do pagamento dos executivos de acordo com o desempenho das empresas. Por outro lado, a vantagem da suposição de *elasticidade* é produzir um melhor ajuste do modelo, no sentido que as taxas de retorno explicam mais adequadamente as variações longitudinais entre as variáveis; ainda, enquanto a medida de sensibilidade varia monotonicamente com o tamanho da firma, no caso da elasticidade o efeito é invariante.

O rendimento dos executivos está explicitamente relacionado ao desempenho das empresas através da mensuração dos valores de suas ações adquiridas ou das ações restritas e opções de ações (disponíveis em períodos futuros). Quando a riqueza dos acionistas se eleva devido à valorização da empresa no mercado, o valor das ações restritas e não-restritas dos acionistas se eleva proporcionalmente, de acordo com a fração correspondente das ações que os executivos possuem. Dessa forma, tanto o rendimento quanto a riqueza dos executivos podem ser diretamente observados de acordo com as variações do valor da empresa no mercado de ações.

A relação entre pagamento executivo e desempenho da empresa está sujeita a condições específicas, de acordo com as características de cada empresa e cada setor analisado. Por exemplo, em geral as firmas do setor financeiro apresentam maior sensibilidade (ou elasticidade) remuneração/desempenho, principalmente na forma de bônus e opções de ações [Brunello et al. (2001)]. O tamanho das empresas, por sua vez, é uma das causas principais da heterogeneidade nos estudos da relação remuneração/desempenho, pois a distribuição de tais variáveis (assim como dos componentes das remunerações) são altamente assimétrica, sendo a sensibilidade média muito superior à sensibilidade mediana. A sensibilidade remuneração/desempenho pode ainda apresentar grandes variações entre os

setores da economia, mas são particularmente mais baixas nas empresas que sofrem algum tipo de regulação.

Analisando a decisão dos executivos em expandir o tamanho da firma, Bebchuk (2005) verifica que emissão de ações para financiamento de aquisições e investimentos ou para evitar dividendos, assim como o retorno dos ativos se correlaciona com pagamentos executivos subsequentes. Ainda o resultado fica mais evidente quando considerada a média de compensação das firmas de primeiro quartil da economia, maiores do que as do quartil inferior.

Makinen (2005) observa que o pagamento executivo está diretamente relacionado com tamanho e desempenho das firmas (mensuradas pelo valor da empresa no mercado de ações e retorno das ações, respectivamente). Embora o valor das compensações tenha aumentado significativamente no período de 1996 a 2002, principalmente se comparado com a média das compensações do trabalhador industrial, os resultados sugerem que tanto a elasticidade da remuneração (salário e bônus) quanto compensação total em relação a tamanho da firma não diferem substancialmente. Utilizando diferentes estruturas econométricas, verifica-se que a variável explicativa *vendas* apresenta efeito positivo e consideravelmente maior que as outras variáveis controle: idade, retorno das ações, propriedade estrangeira e tamanho do quadro executivo, todas também com efeito positivo.

De maneira equivalente, após controlar por atributos governamentais e de propriedade, Chalmers (2006) demonstra relação não apenas entre desempenho da empresa e compensação total executiva, mas com os componentes da compensação, ou seja, salário fixo, bônus e opções de compra de ações.

O tamanho das empresas também pode ser expresso pelo número de funcionários da empresa, para controlar seu efeito positivo em relação aos valores absolutos do volume de vendas ou de faturamento [Brunello (2001) e Conyon (2000)]; umas das vantagens de sua utilização como variável controle é sua menor propensão a problemas de colinearidade do que outras variáveis, como média de vendas, muito utilizada na literatura. Similarmente, outros estudos utilizam o quadro executivo como forma de controlar o efeito de variáveis de desempenho da firma sobre o retorno dos funcionários gerenciais e administrativos; considerando o número de executivos, distribuição por função e características organizacionais [Mehran (1995) e Chalmers (2006)], assim como a instabilidade dos mesmos nas empresas [Jenter (2007)]. Assim, após controlar para número de funcionários ou tamanho e características do quadro gerencial, obtém-se uma medida mais precisa das variações das remunerações dos executivos em relação aos indicadores de desempenho das empresas.

Diferença no retorno de acordo com a posição hierárquica é destacada por Brunello (2001), que evidencia que os retornos decorrentes da elevação dos lucros são maiores para os executivos de alto e médio níveis. Ressalta também a importância de considerar as características e aspectos econômicos específicos do mercado – como a predominância de firmas com controle familiar e sistema bancário sendo fonte primária de fundo de corporações empresariais – na implicação de baixa sensibilidade de incentivos de pagamento pelo desempenho das firmas, sendo maiores para as de propriedade estrangeira e as associadas a grupos multinacionais.

Utilizando um modelo com dados em painel dinâmico, Conyon (2000) destaca o efeito intertemporal entre remuneração executiva (salário e bônus) de diretores que recebem os maiores pagamentos com desempenho da firma (valor das ações e retorno dos acionistas) e emprego total da companhia, utilizando valores no tempo presente e com defasagens, assim como a variável dependente no período anterior. Constata a significância dessa relação no tempo, verificando que o pagamento é positivamente relacionado com retorno total dos acionistas, mas não com ganhos por ação.

Apesar dos distintos estudos apresentarem diferentes seleções de dados, transformações de variáveis e hipóteses na determinação dos modelos, Ciscel e Carroll (1979) afirma que, de forma geral, atenção especial deve ser dada ao desenvolvimento da modelagem econométrica, pois os testes de determinação da compensação executiva podem sofrer de determinados problemas teóricos e econométricos. O primeiro se refere ao alto grau de correlação entre os principais indicadores de desempenho da firma: faturamento líquido, volume de vendas, lucro e valor líquido das ações, fazendo com que os testes de significância individual não sejam confiáveis. O segundo problema é o de heterocedasticidade, que não causa viés nos estimadores dos coeficientes estimados de mínimos quadrados ordinários, mantendo sua consistência e normalidade assintótica, mas afetam a inferência dos resultados, necessitando correção da matriz estimada de covariância assintótica. Por fim, na relação entre lucro e vendas o problema não se dá apenas pela elevada correlação, mas pela própria definição de lucro – rendimento total menos custo total – pois não sendo variáveis independentes, torna o lucro correlacionado com os resíduos da regressão. A utilização do faturamento como variável explicativa é compatível com a suposição que aumento nas vendas tende a aumentar lucro (modelo neoclássico) e também com a suposição que executivos tem o objetivo de aumentar vendas, como *proxy* para o tamanho da empresa (hipótese gerencial).

Portanto, de acordo com a fundamentação teórica entre a remuneração executiva e o desempenho das empresas apresentada nessa seção e com base em demais artigos

referentes, na sequência desse estudo é descrita a base de dados utilizada, assim como a seleção e o tratamento dado às variáveis utilizadas nesse estudo.

3 – DESCRIÇÃO DOS DADOS

Na verificação da relação entre a compensação executiva e o desempenho das empresas, a base de dados é construída a partir do *Guia Exame – As 100 Melhores Empresas Para Você Trabalhar*, publicação anual da Revista Exame – Editora Abril, com informações referentes aos anos de 1999 a 2002.

O critério de seleção das empresas no Guia Exame é baseado na avaliação do grau de satisfação dos funcionários em relação a alguns indicadores. Para se submeter à pesquisa, realizada pela Revista Exame, a empresa deve ter pelo menos cinco anos de existência e mais de 200 funcionários, se inscrevendo voluntariamente e aceitando um termo de compromisso em seguir a metodologia da publicação, principalmente em relação à livre expressão de seus funcionários e o caráter confidencial das informações disponibilizadas. A segunda parte da pesquisa consiste em visitas às empresas, em reuniões com funcionários de nível operacional e gerencial. Na determinação das 100 melhores empresas para se trabalhar, o questionário que os funcionários respondem tem 65% de peso na nota final da empresa, as características da empresa (estruturas físicas e organizacionais, em geral) 25% e a entrevista com funcionários os 10% restantes.

O questionário que os funcionários respondem mede o grau de satisfação em relação ao ambiente de trabalho e às práticas e políticas da empresa. O critério *ambiente de trabalho* avalia os seguintes indicadores: *segurança e confiança na gestão* (dos funcionários em relação à liderança da empresa), *respeito* (como são tratados, reconhecimento no trabalho e valorização como pessoa e como funcionário), *imparcialidade* (se não há favoritismo de um funcionário em relação aos demais), *orgulho* (de trabalhar na empresa) e *camaradagem no ambiente de trabalho* (satisfação na convivência entre funcionários). Quanto aos itens relativos ao *perfil das empresas*, os seguintes critérios são avaliados: *benefícios* (ligados à qualidade de vida que o trabalho possibilita aos funcionários e seus dependentes, incluindo, por exemplo, refeições, acesso à jornais, revistas e internet, além de planos de saúde, previdenciários e bolsas de estudo), *remuneração* (não ao valor em si, mas a percepção de estar sendo adequadamente remunerados; nesse item constam salários, bônus, participações em resultados e outras formas de reconhecimento financeiro), *ética e cidadania* (considerando os mecanismos e a facilidade de acesso a mecanismos de controle – como disque-denúncia ou ombudsman, por exemplo – e os programas que visam o bem-estar da comunidade onde a empresa está inserida), *desenvolvimento profissional* (oportunidades de carreira e

treinamento) e *responsabilidade social* (participação em ações sociais e programas ligados ao bem estar da comunidade).

Para minimizar o eventual problema de viés de seleção dessa pesquisa, é importante destacar que no critério que determina a presença de uma empresa entre as 100 melhores do ano as condições gerais de ambiente de trabalho e qualidade de vida possuem pesos significativos na nota final da empresa. O item *remuneração* tem reduzida influência, sendo apenas uma de um total de dez categorias presentes no questionário respondido pelos funcionários das empresas, não representando diretamente os valores recebidos². Assim, informações como faturamento, lucratividade e outros indicadores de desempenho das empresas não são levados em consideração no ranking da pesquisa – resultando, dessa forma, uma heterogeneidade dessas informações entre as empresas presentes na amostra.

A amostra total consiste de 400 observações, dispostas em 100 observações por ano. Serão utilizadas informações referentes ao desempenho das empresas e de sua classificação por setor e características do quadro de funcionários. A tabela 1 apresenta as variáveis selecionadas.

Tabela 1 – Características selecionadas das empresas

Variável	Unidade	Observações	Média	Desvio padrão
Faturamento	R\$ mi	400	1209.75	3272.04
Número de funcionários	un	400	3346.03	7564.40
Número de executivos	un	400	121.11	330.15
Média de remuneração total dos executivos	R\$	398	10873.84	5198.77
Funcionários admitidos	un	400	814.97	2625.65
Total de funcionários que deixaram a empresa	un	395	736.38	2364.94
Funcionários que deixaram a empresa involuntariamente	un	398	560.70	1854.51
Funcionários promovidos	un	399	443.53	1095.91

Fonte: Revista Exame – Melhores e Maiores

De uma forma geral, o desempenho das empresas pode ser mensurado de forma equivalente pelo volume de vendas, faturamento, lucro ou valor das ações, devido ao alto grau de correlação entre as variáveis. Nesse estudo o desempenho será medido através do faturamento. Em relação à quantidade e à variação dos empregados, será considerado o número total de funcionários, assim como os promovidos, admitidos e os que deixaram a empresa, voluntariamente e involuntariamente (incluindo aposentadoria) e o número de

² Não há uma comparação entre as remunerações das empresas de um mesmo setor ou área de atuação. As pontuações desse item, referentes aos valores recebidos pelos empregados, representam a percepção de estarem sendo adequadamente remunerados por seus serviços.

executivos. A remuneração será representada pela média de remuneração total dos executivos. As variáveis expressas em valores monetários serão atualizadas para o ano base de 1999, através do IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Ampliado).

As empresas serão classificadas de acordo com a área de atuação, dispostas nos setores comercial, industrial e de serviços, a partir do subsetor, conforme tabela abaixo:

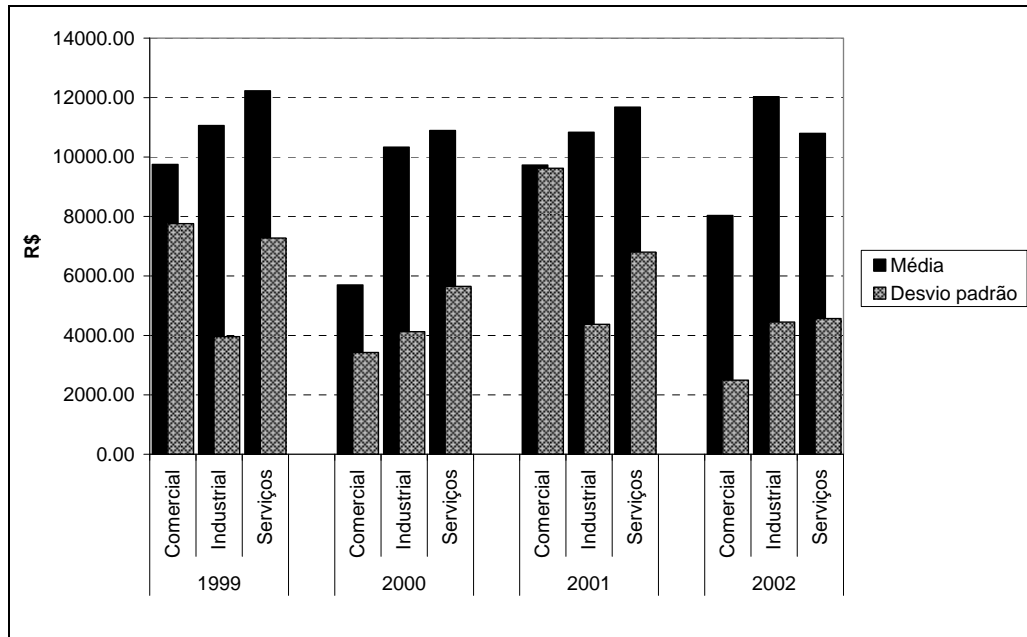
Tabela 2 – Classificação das empresas de acordo com os setores

Setor	Subsetor
Comercial	Atacado e comércio exterior
	Comércio varejista
Industrial	Alimentos, bebidas e fumo
	Automotivo
	Confecções e têxteis
	Construção
	Eletroeletrônicos
	Farmacêutico, higiene e cosméticos
	Material de construção
	Mecânica
	Mineração
	Papel e celulose
	Plásticos e borracha
	Química e petroquímica
	Siderurgia e metalurgia
Serviços	Serviços diversos
	Serviços de transporte
	Serviços públicos
	Tecnologia e computação
	Telecomunicações

Fonte: Revista Exame – Melhores e Maiores

A média de remuneração total executiva, de acordo com o setor e dispostas em valores anuais, é apresentada no gráfico 1. Verifica-se que nos três anos iniciais da pesquisa o setor que melhor remunera seus executivos é o de serviços, seguidos pelos setores industrial e comercial, enquanto que em 2002 a remuneração média dos executivos do setor industrial superaram as dos demais setores, com o setor de serviços ainda superando o comercial.

Gráfico 1 – Média de remuneração executiva



Fonte: Revista Exame – Melhores e Maiores

Os demais indicadores, de acordo com o setor em que estão inseridas, são representados por:

Tabela 3 – Indicadores das empresas – por setor

Setor	Frequência	Funcionários (média)	Executivos (média)	Remuneração (média)	Faturamento (média)
Comercial	41	9374.22	160.95	8240.42	1246.39
Industrial	233	2332.54	71.56	11073.01	946.09
Serviços	126	3258.64	199.77	11367.94	1685.40

Fonte: Revista Exame – Melhores e Maiores

Observa-se que, em relação ao número de empresa por setor, há uma maior presença de pertencentes ao setor industrial – em torno de 60% – as dos setores de serviços respondem por cerca de 30% da amostra e comercial os 10% restantes. O setor comercial apresenta o maior número de funcionários, enquanto que o de serviços possui não somente a mais elevada média de número de executivos por empresa, mas também a maior remuneração média executiva.

Após a caracterização inicial da base de dados, a próxima seção apresenta o tratamento dado às variáveis utilizadas no estudo e a modelagem econométrica utilizada na análise, sendo divididas em duas partes: a primeira considerando toda a amostra e posteriormente considerando as informações anuais através de mínimos quadrados ordinários

e a segunda consistindo em modelo de dados em painel, com as empresas presentes em todos os anos da amostra (painel balanceado). Extendendo o modelo, estima-se os dados por dados em painel não-balanceado, para ampliar a amostra e dar maior suporte aos resultados.

4 – METODOLOGIA

Preliminarmente, a base de dados original terá o seguinte tratamento: para que os resultados sejam expressos em termos de elasticidade, o faturamento da empresa e a remuneração média dos executivos, expressos em valores monetários, serão transformados em valores logarítmicos. Além das variáveis referentes ao número de funcionários e de executivos na empresa, serão também criadas as seguintes variáveis controle:

- (i) *taxa de turnover*, definida como a proporção da soma do número de funcionários admitidos e demitidos em relação ao total de funcionários, utilizado como índice de rotatividade dos trabalhadores na empresa, ou seja, da instabilidade do fator capital humano da firma;
- (ii) *taxa de demissão total*, representada pela proporção do número de funcionários que deixaram a empresa (voluntariamente e involuntariamente) em relação ao número de funcionários da empresa; relaciona o nível geral de satisfação da empresa em relação a seus funcionários;
- (iii) *taxa de demissão involuntária*, representada como a proporção dos que deixaram a empresa involuntariamente relativamente ao total de funcionários (sendo considerada como índice de satisfação da empresa em relação aos funcionários);
- (iv) *taxa de promoção*, proporção de funcionários promovidos em relação ao número total de funcionários, representa o índice de eficiência dos trabalhadores.

A agregação das informações em nível anual permite a suposição de não dependência temporal das variáveis (não utilização de variável defasada) e de não covariância entre variáveis e o resíduo da regressão em diferentes períodos. De acordo com a literatura referente, embora seja adequada a suposição que aumentos no faturamento de uma empresa podem causar impacto direto no rendimento dos executivos, essa relação deve ocorrer no curto prazo, geralmente nos primeiros meses, na forma de bonificações e outros benefícios, sendo adequada a utilização das informações no período corrente³. Assim, como as informações sobre desempenho das empresas referem-se ao faturamento anual e as remunerações totais dos executivos estão dispostas em médias mensais (a partir de valores

³ Seguindo essa metodologia, a elasticidade da remuneração executiva é estimada através de dados em painel com informações correntes por Makinen (2005), Conyon et al. (2000) e Ciscel e Carroll (1979), dados anuais com informações correntes por Brunello et al. (2001) e dados agrupados com informações correntes por Zhou (2000), assim como a utilização de dados longitudinais com taxas de variação por Mehran (1995).

totais no ano de referência), quaisquer variações relativas entre as variáveis na forma intertemporal serão absorvidas pela agregação dos dados em nível anual.

Como o faturamento está diretamente relacionado ao desempenho da empresa, seu coeficiente tem um sinal esperado positivo. Seus valores podem refletir tanto a eficiência da empresa como o impacto de condições externas, afetando a remuneração dos executivos proporcionalmente com o desempenho. Ainda, sua magnitude representa a elasticidade da remuneração em relação ao faturamento da empresa, objetivo central da análise desse estudo.

As demais variáveis independentes (denominadas variáveis controle) serão incluídas para aumentar o nível de especificação do modelo. Entretanto, não apresentam específicos sinais esperados, pois podem representar condições particulares do quadro funcional das empresas. Por exemplo, empresas que passam por reestruturação para aumentar seu grau de eficiência produtiva tendem a apresentar índices de rotatividade dos funcionários (elevando dessa forma as taxas de turnover e de demissão total), porém empresas consolidadas no mercado podem apresentar tais índices com reduzidos valores. De forma similar, a taxa de promoção pode representar maior eficiência de seus funcionários, mas empresas com maior estabilidade da estrutura funcional apresentam proporcionalmente menor número de promoções. Ainda, tais variáveis podem também estar associadas a problemas de gerenciamento de recursos humanos, indicadores macroeconômicos e à estrutura de incentivos de permanência na empresa, fazendo com que condições desfavoráveis que afetem o desempenho das empresas causem reflexo na remuneração de seus executivos.

Uma análise mais detalhada dos determinantes da compensação executiva abrange tanto o lado dos ofertantes quanto o lado dos demandantes. Devido à limitação de informações do lado da oferta, principalmente referente às características específicas dos executivos, este estudo realiza uma análise sob a ótica dos demandantes, onde as informações de compensações e aspectos funcionais são provenientes das empresas.

4.1 – Modelo econométrico

A modelagem econométrica utilizada nesse estudo será dividida em duas seções:

(i) Utilizando toda a amostra – 400 observações – será verificada a representatividade das estimações através de *pooled* OLS (verificação conjunta das informações de todo o período considerado) e através de estimações *cross-section* (100 observações por período), analisando cada ano de forma independente e verificando a equivalência entre as estimações.

(ii) Dados em painel, consistindo em um modelo de painel balanceado, considerando as empresas presentes nos períodos consecutivos da amostra.

Uma das vantagens dos dados em painel é a possibilidade de tratamento da possível heterogeneidade individual – de acordo com Marques (2000): “essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo, de tal forma que estudos temporais ou seccionais que não tenham em conta tal heterogeneidade produzirão, quase sempre, resultados fortemente viesados”. Ainda, permite a combinação da análise de comportamento individual com dinâmicas de ajustamento.

O modelo de dados em painel pode ser expresso a partir da seguinte equação:

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_i + e_{it} \quad (1)$$

Onde y_{it} representa a compensação média do executivo da empresa i no tempo t , x_{it} é o vetor de informações da empresa i no tempo t , u_i representa o efeito individual e e_{it} é o resíduo idiossincrático da regressão, com as seguintes propriedades: média zero, não autocorrelacionado, não correlacionado com x_{it} e com u_i e homocedástico.

Seja o resíduo composto da regressão expresso pela equação (1) consistindo de dois elementos: u_i se refere ao corte transversal ou característica específica das empresas e e_{it} o efeito combinado da série temporal e do corte transversal, ou seja:

$$\mu_{it} = u_i + e_{it} \quad (2)$$

Com variância expressa por:

$$\text{Var}(\mu_{it}) = \text{Var}(u_i) + \text{Var}(e_{it}) = \sigma_u^2 + \sigma_e^2 \quad (3)$$

Podendo então a equação (1) ser expressa por:

$$y_{it} = x_{it}\beta_i + \mu_{it} \quad (4)$$

Se a variância de u_i (ou seja, σ_u^2) for igual a zero, temos que u_i é constante (sendo adicionado no intercepto), de forma que os modelos expressos pelas equações (1) e (4) são equivalentes, podendo ser estimados através da regressão combinada de todas as observações transversais e de séries temporais (*pooled OLS*). Porém, se σ_u^2 for diferente de zero, o modelo descrito em (1) vai apresentar os resultados específicos da empresa em cada período, tendo então a presença de heterogeneidade da estimação, o que justifica (e caracteriza) a estimação através de dados em painel; assim, podemos dividir a análise em duas estruturas principais que caracterizam o modelo: estimadores de efeitos fixos (em que cada unidade de corte transversal tem um valor específico de intercepto, para as N unidades de

cross-section) e de efeitos aleatórios (em que o intercepto representa o valor médio dos interceptos do *cross-section* e u_i representa o desvio aleatório do intercepto individual de seu valor médio – embora seu valor não seja diretamente observado).

A partir da equação (1), para cada i , a média no período será definida por:

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i \beta + u_i + \bar{e}_i \quad (5)$$

Onde $\bar{y}_i = \sum_t y_{it} / T_i$, $\bar{x}_i = \sum_t x_{it} / T_i$ e $\bar{e}_i = \sum_t e_{it} / T_i$. Os estimadores da equação (5) são chamados de estimadores *between* (entre grupos), modelo utilizado para controlar a presença de variáveis omitidas que variam no tempo, mas constantes entre os casos. Como a estimação entre grupos é equivalente a regredir a média de cada variável no período, há significativa perda de informação, sendo o número de observações da estimação igual ao número de indivíduos da amostra (ou seja, passa de $N \times T$ para apenas N observações).

Subtraindo a equação (5) de (1), temos:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i) \beta + (e_{it} - \bar{e}_i) \quad (6)$$

Que pode ser expressa por:

$$y_i = \bar{x}_i \beta + \ddot{e}_i \quad (7)$$

A equação (7) representa os estimadores de efeitos fixos (também denominados estimadores *within groups*, pois considera os desvios em relação à média dos grupos) – utilizados para controlar a presença de variáveis omitidas que diferem entre casos, mas são constantes no tempo. São também denominados modelo de análise de covariância, onde a heterocedasticidade seccional ou temporal se apresenta somente no termo independente, o modelo de efeito fixo considera a presença de diferenças observadas entre os indivíduos, definido como parâmetro não observado (u_i); mas o resultado mais importante do modelo é que o efeito não observado desaparece. Assim, assumindo estrita exogeneidade das variáveis independentes, os estimadores de efeitos fixos não são viesados, sendo os erros idiosincráticos não correlacionados com cada variável dependente ao longo do tempo.

Pelo fato de μ_{it} ser um resíduo composto a cada período e e_{it} ser correlacionado com o tempo, temos a suposição da presença de correlação positiva do resíduo composto em diferentes períodos de tempo, sendo o coeficiente de correlação expresso por:

$$\text{Corr}(\mu_{it}, \mu_{is}) = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}, \quad t \neq s \quad (8)$$

Para se resolver o problema de correlação serial positiva nos resíduos, os estimadores de efeitos aleatórios estão fundamentados em uma transformação GLS (mínimos quadrados generalizados), através de uma matriz de média ponderada dos estimadores *between* e *within*. Dadas as estimações do componente idiosincrático (σ_u^2) e do componente residual (σ_e^2), a estimação por efeitos aleatórios é equivalente a:

$$(y_{it} - \theta \bar{y}_i) = (x_{it} - \theta \bar{x}_i) \beta + (1 - \theta) u_i + (\epsilon_{it} - \theta \bar{e}_i) \quad (9)$$

Onde:

$$\theta = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_e^2}{T\sigma_u^2 + \sigma_e^2}} \quad (10)$$

A transformação GLS subtrai uma fração da média, que depende da variância dos componentes do erro composto e do número de períodos observados. Observar que se $\sigma_u^2 = 0$, então u_i é sempre zero, $\theta = 0$ e o modelo pode ser estimado diretamente por OLS. Por outro lado, se $\sigma_e^2 = 0$, temos e_{it} é igual a zero e $\theta = 1$, sendo o modelo então adequadamente estimado através de efeitos fixos.

Dessa forma, considerando a seleção e o tratamento das variáveis e com base no modelo econométrico anteriormente descritos, é realizada então a representação e estimação dos modelos adotados e os respectivos testes de especificação.

5 – ESTIMAÇÃO DO MODELO

Nessa seção, inicialmente justifica-se – do ponto de vista econométrico – a utilização de dados agregados das empresas, demonstrando que embora os dados individuais dos executivos não sejam disponibilizados, o uso de seus valores médios mantém a representatividade das estimações. São ainda demonstradas as formas de representação das variáveis e do modelo a ser estimado. Na sequência, são então realizadas as estimações dos modelos econométricos, divididos em duas subseções: a primeira através de dados transversais, utilizando a amostra total e posteriormente considerando cada ano da amostra individualmente; na segunda subseção são desenvolvidos os modelos de dados em painel balanceado, considerando inicialmente as empresas presentes nos 4 anos da amostra e em seguida reduzindo o período amostral em um ano, com fins comparativos. São ainda desenvolvidos os testes de hipótese para verificar a representatividade dos modelos adotados no estudo. Como extensão da pesquisa, estima-se o modelo de painel não-balanceado, para dar maior suporte aos resultados.

Para justificar a utilização de dados agregados no desenvolvimento do estudo, considere o valor da remuneração executiva (expressa em valores logarítmicos) a variável independente do modelo. Segue que a determinação da estimação é expressa por:

$$\log(\bar{w}_j) = \beta' X_j + \epsilon_{ij} \quad (11)$$

Onde \bar{w}_j representa a média da remuneração dos executivos da firma j , X_j o vetor de variáveis independentes (características da firma j) e ϵ_{ij} o termo erro.

O modelo original é definido por:

$$\log(w_{ij}) = \beta' X_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (12)$$

Onde w_{ij} representa a remuneração do executivo, X_{ij} o conjunto de características da empresa e ϵ_{ij} o termo estocástico i.i.d. normalmente distribuído. Os termos i e j indexam o indivíduo e a empresa, respectivamente. Entretanto, somente observamos a média da remuneração, $\bar{w}_j = \sum_i w_{ij} / n_j$, e as variáveis relativas às características da empresa, ou seja, $X_{ij} = X_j$ para todos os indivíduos da firma j . O modelo original pode também ser expresso por:

$$w_{ij} = \exp(\beta' X_j + \epsilon_{ij}) \quad (13)$$

Então, tomando a média dos salários, temos:

$$\bar{w}_j = \sum_i (\exp(\beta' X_j + \epsilon_{ij})) \quad (14)$$

Dessa forma:

$$\bar{w}_j = \exp(\beta' X_j) \times \sum_i \exp(\epsilon_{ij}) \quad (15)$$

$$\log(\bar{w}_j) = \beta' X_j + \log(\sum_i \exp(\epsilon_{ij})) \quad (16)$$

$$\log(\bar{w}_j) = \beta' X_j + \tilde{\epsilon}_{ij} \quad (17)$$

Onde $\tilde{\epsilon}_{ij} = \log(\sum_i \exp(\epsilon_{ij}))$.

Como $\tilde{\epsilon}_{ij}$ possui média e variância finitas, apesar de heterocedástico, podemos aplicar estimadores que sejam robustos à heterocedasticidade.

No desenvolvimento dos modelos econométricos, as variáveis utilizadas na estimação são apresentadas na tabela 4. Além das descritas anteriormente, são incluídos o número de funcionários e de executivos das empresas e as *dummies* representando os setores em que estão inseridas.

Tabela 4 – Representação das variáveis na estimação

Variável	Descrição
lrexc	Remuneração média dos executivos (em logaritmo)
lfatur	Faturamento da empresa (em logaritmo)
func	Número de funcionários
exec	Número de executivos
dummyi	Dummy do setor industrial
dummys	Dummy do setor de serviços
txdemt	Taxa de demissão total
txdemi	Taxa de demissão involuntária
txprom	Taxa de promoção
turnover	Taxa de turnover

Fonte: elaborado pelo autor

Sendo a variável *lfatur* a principal variável independente do estudo, busca-se verificar as variáveis controle mais representativas na determinação da remuneração executiva, sendo o modelo expresso por:

$$\begin{aligned} lrexc = & \beta_0 + \beta_1 lfatur + \beta_2 dummyi + \beta_3 dummys + b_4 func + \\ & \beta_5 exec + \beta_6 txdemi + \beta_7 xdemi + \beta_8 txprom + \beta_9 turnover + \epsilon \end{aligned} \quad (18)$$

A tabela 5 apresenta a matriz de correlação entre as variáveis dependentes. Evidencia-se que, conforme esperado, há alta correlação entre as *dummies* setoriais, assim como o número de funcionários e o quadro executivo e entre as variáveis *txdemt*, *txdemi* e *turnover* – pela própria forma de especificação das mesmas. No desenvolvimento da

modelagem econométrica, o critério de inclusão dessas variáveis será o que demonstrar, de forma comparativa, maior nível de significância individual e conjunta.

Tabela 5 – Matriz de correlação entre as variáveis dependentes

	lfatur	func	exec	dummysi	dummys	txdemt	txdemi	txprom	turnover
lfatur	1								
func	0.4710	1							
exec	0.3742	0.7459	1						
dummysi	-0.0239	-0.1590	-0.1780	1					
dummys	0.0159	-0.0093	0.1611	-0.8031	1				
txdemt	-0.0530	0.1249	0.0088	-0.2015	0.0462	1			
txdemi	-0.0153	0.1035	0.0189	-0.0665	-0.0356	0.9311	1		
txprom	-0.0450	-0.0586	0.0122	-0.0599	0.1095	0.0524	0.0268	1	
turnover	-0.1273	0.1326	0.0043	-0.3422	0.1399	0.8306	0.6959	0.0761	1

Fonte: elaborado pelo autor

5.1 – Estimação através de dados transversais

Como procedimento padrão, realiza-se inicialmente para cada ano a estimação utilizando somente a principal variável independente do estudo, sendo posteriormente adicionadas demais variáveis controle para se verificar a representatividade dos diferentes modelos. Esse método visa verificar quais as variáveis selecionadas no estudo que podem ser adicionadas à regressão simples inicial, de forma a manter as significâncias estatísticas individuais e elevar o grau de ajustamento do modelo.

Para demonstrar os principais indicadores das empresas, a tabela 6 apresenta as informações referentes a cada setor com informações anuais.

Analisando as informações, observa-se que alguns padrões são mantidos: em todos os anos da amostra, o número de empresas por setor é relativamente constante; a média de funcionários do setor comercial é expressivamente maior em todos os períodos e o número de executivos dos setores comercial e industrial, assim como a remuneração média dos setores industrial e de serviços, não sofrem maiores variações. Destaca-se também a redução do valor médio da remuneração dos executivos das empresas do setor comercial em 2000 e do número de executivos das empresas do setor de serviços em 2002; ainda, a expressiva elevação do faturamento médio das empresas do setor de serviços durante o período observado.

Tabela 6 – Informações das empresas – por ano e setor

	Empresas	Funcionários (média)	Executivos (média)	Remuneração (média)	Faturamento (média)
1999					
Comercial	10	9295.80	152.30	9750.29	1104.19
Industrial	61	3327.93	84.80	11061.32	976.64
Serviços	29	3852.03	244.72	12228.04	658.84
2000					
Comercial	11	9856.55	156.36	5701.30	1183.17
Industrial	56	1956.36	74.70	10334.34	752.91
Serviços	33	3262.52	203.52	10892.02	996.16
2001					
Comercial	10	8178.50	159.50	9731.92	1184.85
Industrial	58	1904.40	60.64	10836.82	843.20
Serviços	32	3810.41	255.63	11679.26	1524.90
2002					
Comercial	10	10117.80	176.10	8032.08	1519.67
Industrial	58	2077.00	65.53	12034.49	1203.35
Serviços	32	2165.13	99.31	10794.82	3486.98

Fonte: elaborado pelo autor

A tabela 7 apresenta os resultados da estimação *pooled OLS*, incluindo toda a amostra, através do modelo de mínimos quadrados ordinários.

Tabela 7 – Resultados das estimações *pooled OLS*

Variável	Pooled OLS*				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
lfatur	0.1355 (0.0000)	0.1367 (0.0000)	0.1619 (0.0000)	0.1643 (0.0000)	0.1621 (0.0000)
dumnyi		0.4440 (0.0000)	0.4194 (0.0000)	0.4102 (0.0000)	0.3550 (0.0004)
dummys		0.4121 (0.0001)	0.4243 (0.0000)	0.4008 (0.0001)	0.3682 (0.0003)
exec			-0.0003 (0.0000)	-0.0003 (0.0000)	-0.0003 (0.0000)
txprom				0.0049 (0.0038)	0.0053 (0.0015)
turnover					-0.0020 (0.0434)
_cons	8.3739 (0.0000)	7.9782 (0.0000)	7.8742 (0.0000)	7.8017 (0.0000)	7.9245 (0.0000)
N	398	398	398	397	392
r2	0.1657	0.2408	0.2751	0.2907	0.3024
r2_a	0.1636	0.2351	0.2677	0.2816	0.2915

* Os erros padrões são viesados quando o modelo verdadeiro apresentar distúrbios do componente erro
valor-p entre parênteses

Fonte: elaborado pelo autor

Os resultados demonstram a significância da variável faturamento (em logaritmo), apresentando estatisticamente significativa tanto no modelo de regressão simples quanto nos demais modelos especificados. As *dummies* setoriais mostraram-se representativas, assim como as demais variáveis controle incluídas selecionadas. A principal variável desse estudo, a elasticidade da remuneração executiva em relação ao faturamento, passa de 0.13 no modelo inicial de regressão simples para 0.16 na representação do modelo final. Quanto à variação do grau de representação entre essas estimações, o grau de ajustamento do modelo passa de 0,16 para 0.30. Porém, deve-se destacar que a estimação combinada de dados anuais pode ter erros padrões viesados caso o modelo não seja corretamente especificado – se os testes assim o comprovarem, deve então ser utilizada a estrutura de dados em painel.

Para verificar o comportamento das variáveis a cada período, a tabela 8 apresenta os resultados das estimações anuais de forma independente. Observa-se que em todos os anos selecionados a variável faturamento (em logaritmo) é representativa, pois apresenta significância estatística tanto no modelo de regressão simples quanto nos demais modelos especificados. As resultantes faixas de variação da elasticidade da remuneração executiva em relação ao faturamento da empresa se mantêm relativamente constantes, variando entre 0.11 e 0.15, enquanto que em 2001 essa faixa se eleva, entre 0.15 e 0.19.

As *dummies* setoriais apresentam significância estatística somente nos anos 2000 e 2002, sendo maior o efeito do setor industrial sobre a remuneração executiva em relação ao setor de serviços e ambos maiores do que o comercial; em 2000 o impacto dessas variáveis foi maior, entre 0.62 e 0.68, sendo essa variação reduzida em 2002 para valores entre 0.25 e 0.42, havendo, portanto, maior diferença entre o impacto dos setores industrial e de serviços, mas estando mais próximos do setor comercial.

Quanto às demais variáveis controle utilizadas no estudo, as variáveis *taxa de demissão total* e *número total de funcionários* não demonstraram significância estatística. Entre 1999 e 2001 o *quadro executivo* demonstra ser significativo e negativamente relacionado com a remuneração executiva. As taxas de demissão involuntária e de turnover (ambas significantes somente nos anos 2001 e 2002) apresentaram coeficientes com sinal negativo, enquanto que a taxa de promoção apresentou sinal positivo (sendo significativa nos anos de 1999 e 2000). Em nenhuma das estimações o número de funcionários apresentou ser significativo.

O grau de ajustamento das estimações apresentou elevações progressivas ao longo do período analisado (verificado através do coeficiente de determinação R^2), com valores variando entre 0.10 e 0.19 no ano inicial do estudo e entre 0.25 e 0.38 no ano final.

Considerando apenas o modelo de regressão simples, verificando o impacto isolado do faturamento (em logaritmo) – a principal variável do modelo – observa-se que o ajustamento passa de 0.10 nos dois primeiros anos analisados e se eleva para 0.19 em 2001 e atinge 0.25 em 2002. Portanto, observa-se não apenas a elasticidade da remuneração executiva em relação ao faturamento tem se elevado ao longo do período analisado, mas também o nível de representatividade dos demais modelos considerados no estudo.

Tabela 8 – Resultados das estimações com dados transversais – por ano

Variável	1999				2000			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
lfatur	0.1157 (0.0004)	0.1146 (0.0006)	0.1160 (0.0002)	0.1378 (0.0000)	0.1195 (0.0006)	0.1224 (0.0002)	0.1190 (0.0003)	0.1553 (0.0000)
dummyi		0.2807 (0.1820)				0.6816 (0.0000)	0.6707 (0.0000)	0.6479 (0.0000)
dummys		0.3408 (0.1277)				0.6660 (0.0002)	0.6295 (0.0003)	0.6452 (0.0002)
exec				-0.0003 (0.0367)				-0.0003 (0.0001)
txprom			0.0068 (0.0252)	0.0066 (0.0330)			0.0067 (0.0511)	0.0068 (0.0482)
_cons	8.5266 (0.0000)	8.2636 (0.0000)	8.4268 (0.0000)	8.3353 (0.0000)	8.3989 (0.0000)	7.7806 (0.0000)	7.7197 (0.0000)	7.5545 (0.0000)
N	98	98	98	98	100	100	99	99
R ²	0.1047	0.1487	0.1625	0.1990	0.1067	0.2879	0.3125	0.3451
R ² ajustado	0.0953	0.1215	0.1449	0.1734	0.0976	0.2656	0.2833	0.3099

Variável	2001				2002			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
lfatur	0.1578 (0.0000)	0.1587 (0.0000)	0.1833 (0.0000)	0.1942 (0.0000)	0.1313 (0.0000)	0.1378 (0.0000)	0.1228 (0.0000)	0.1341 (0.0000)
dummyi		0.3667 (0.1582)				0.4255 (0.0005)		0.3685 (0.0027)
dummys		0.3393 (0.2115)				0.2812 (0.0329)		0.2515 (0.0519)
exec			-0.0003 (0.0000)	-0.0003 (0.0000)				
txdemi				-0.0154 (0.0112)				-0.0076 (0.0560)
turnover			-0.0056 (0.0301)				-0.0044 (0.0027)	
_cons	8.2427 (0.0000)	7.9161 (0.0000)	8.3467 (0.0000)	8.2958 (0.0000)	8.4357 (0.0000)	8.0584 (0.0000)	8.6569 (0.0000)	8.2240 (0.0000)
N	100	100	100	100	100	100	95	98
R ²	0.1977	0.2375	0.3062	0.3186	0.2526	0.3479	0.3388	0.3875
R ² ajustado	0.1895	0.2136	0.2846	0.2973	0.2450	0.3275	0.3244	0.3612

valor-p entre parênteses

Fonte: elaborado pelo autor

Realizadas as estimações a partir da amostra total, o procedimento seguinte é o desenvolvimento do modelo de dados em painel. Os resultados obtidos através das distintas modelagens serão então comparados, para dar maior consistência ao estudo.

5.2 – Estimação através de dados em painel

A vantagem dos modelos de dados em painel em relação aos modelos de corte transversal ou de séries temporais é o controle de heterogeneidade dos indivíduos. Por exemplo, cada firma possui características específicas que influenciam seus desempenhos, afetando dessa forma a variável que se deseja explicar. Porém, essas características individuais em geral não são mensuráveis e sua omissão no modelo pode gerar resultados viesados. A utilização de dados em painel permite controlar os efeitos das variáveis não observadas – no caso, as diferenças implícitas existentes entre as firmas. Ainda, os modelos de dados em painel permitem identificar efeitos que não são detectados nas análises de corte transversal ou em séries de tempo isoladamente, pois possibilitam o acompanhamento de um conjunto de indivíduos ao longo do tempo, considerando suas características individuais. Outra vantagem é permitir o uso de mais observações, elevando o número de graus de liberdade e reduzindo a colinearidade entre as variáveis explicativas, o que contribui para uma maior eficiência dos parâmetros estimados.

Neste estudo, a estrutura econométrica consistirá em análise de painel balanceado, dividida em duas etapas: a primeira considerando as empresas presentes nos quatro anos da amostra; a segunda verificando qual o período consecutivo de três anos que gera o maior número de observações – com a finalidade de ampliar o número de empresas presentes na amostra e verificar se os resultados obtidos nas duas etapas são equivalentes, comprovando o aspecto representativo do modelo. Para dar maior suporte aos resultados, será incluída uma extensão da pesquisa, com a estimação de dados em painel não balanceado, contendo as empresas presentes no período mínimo de anos consecutivos.

5.2.1 – Painel balanceado – período total da amostra

Na estimação do modelo principal desse estudo, serão consideradas as vinte e cinco empresas presentes nos quatro anos da amostra, estimação realizada através de dados em painel balanceado.

As informações, de acordo com o setor, são apresentadas na tabela 9. Comparativamente com a amostra total, apresentada na tabela 3, o setor industrial é o que apresenta o maior número de empresas, sendo também o que possui o menor número médio de executivos. O setor que melhor remunera seus executivos é o de serviços, seguido pelo industrial e comercial, enquanto que os maiores faturamentos médios são verificados no setor comercial, seguido do de serviços e industrial. Destaca-se ainda a elevada média de funcionários por empresa do setor industrial.

Tabela 9 – Indicadores das empresas presentes no período total da amostra

Setor	Empresas	Funcionários (média)	Executivos (média)	Remuneração (média)	Faturamento (média)
Comercial	4	20720.56	325.69	10831.95	2638.93
Industrial	14	2462.80	97.50	12327.53	971.49
Serviços	6	2505.79	146.88	13288.21	1192.08

Fonte: Revista Exame – Melhores e Maiores

O procedimento padrão das estimações de dados em painel segue o realizado para os dados transversais, inicialmente utilizando a estimação somente considerando a principal variável independente do estudo, sendo posteriormente adicionadas as demais variáveis controle para se verificar a representatividade dos diferentes modelos. A tabela 10 apresenta os resultados das estimações, através do modelo de efeitos aleatórios. Os valores entre parênteses referem-se ao *valor-p* das estatísticas z dos coeficientes (significância individual das variáveis) e da estatística Wald (significância conjunta) das estimações.

Tabela 10 – Definição do modelo principal – dados em painel

Variável	Modelo1	Modelo2	Modelo3	Modelo4
lfatur	0.0710 (0.1463)	0.1574 (0.0040)	0.1545 (0.0046)	0.1696 (0.0011)
exec		-0.0010 (0.0032)	-0.0009 (0.0078)	-0.0010 (0.0040)
turnover			-0.0029 (0.0700)	-0.0030 (0.0618)
txprom				0.0047 0.0372
_cons	8.8745 (0.0000)	8.4743 (0.0000)	8.5966 (0.0000)	8.4230 (0.0000)
N	100	100	100	100
Wald chi2	2.11	11.04	14.32	20.08
Prob > chi2	0.1463	0.004	0.0025	0.0005

valor-p entre parênteses

Fonte: elaborado pelo autor

Verifica-se que na estimação inicial a variável *faturamento* (em logaritmo) não apresenta significância estatística, somente se tornando significativa a partir da inclusão da variável controle que representa o quadro executivo. Com a inclusão das demais variáveis representativas do modelo funcional das empresas, a especificação final do modelo utilizado nesse estudo é determinada por:

$$lrexc = \beta_0 + \beta_1 lfatur + \beta_2 exec + \beta_3 turnover + \beta_4 txprom \quad (19)$$

A tabela 11 apresenta as estimações do modelo através dos distintos modelos de dados em painel, utilizando o modelo robusto para evitar o efeito de eventual heterocedasticidade. Os resultados demonstram que a elasticidade da remuneração executiva em relação ao faturamento não apresenta significância estatística somente para o modelo de efeitos fixos, sendo significativa para os demais; seu valor é cerca de 0.20 para as estimações *pooled OLS* e *between* e 0.17 para as estimadores de efeito aleatório e de máxima verossimilhança; o quadro executivo demonstra coeficiente negativo e significância estatística a 5% em todos os modelos. A taxa de promoção apresenta coeficiente positivo e somente não significância no modelo de efeitos fixos, enquanto que a taxa de turnover tem coeficiente negativo, não sendo significativa no modelo *pooled OLS* e somente a 10% nos modelos *between* e de máxima verossimilhança.

Tabela 11 – Resultados das estimações – dados em painel

Variável	Modelo				
	OLS*	RE	FE	BE	MLE
lfatur	0.2004 (0.0000)	0.1696 (0.0000)	0.0810 (0.2837)	0.2147 (0.0057)	0.1710 (0.0007)
exec	-0.0010 (0.0000)	-0.0010 (0.0004)	-0.0015 (0.0013)	-0.0010 (0.0447)	-0.0010 (0.0029)
txprom	0.0088 (0.0000)	0.0047 (0.0202)	0.0024 (0.3240)	0.0123 (0.0114)	0.0048 (0.0364)
turnover	-0.0027 (0.1104)	-0.0030 (0.0109)	-0.0037 (0.0577)	-0.0022 (0.5570)	-0.0030 (0.0566)
_cons	8.1414 (0.0000)	8.4230 (0.0000)	9.1291 (0.0000)	7.9781 (0.0000)	8.4115 (0.0000)

* Os erros padrões são viesados quando o modelo verdadeiro apresentar distúrbios do componente erro.

Fonte: elaborado pelo autor

5.2.2 – Testes de especificação

Definidas as variáveis utilizadas no estudo, são então comparadas as distintas especificações de dados em painel, para se verificar a representação final do modelo. Para tanto, são então realizados os seguintes testes:

(i) Teste Breusch Pagan de multiplicador Lagrangeano para efeitos aleatórios:

Compara a consistência entre as estimações através de efeitos aleatórios e *pooled* OLS. A partir da estrutura de resíduo composto, apresentada na equação (2) e de sua variância em (3), a hipótese nula afirma que:

$$\text{Var}(u_i) = \sigma_u^2 = 0 \quad (20)$$

Ou seja, a variância do efeito individual não observado é igual a zero, de forma que se for aceita, a regressão *pooled* é adequada.

(ii) Teste de Hausman:

Consiste em um modelo de equações simultâneas sob a hipótese de erro de especificação, devendo existir um estimador consistente, assintoticamente normal e eficiente, diferente de outro estimador eficiente, mas assintoticamente inconsistente. Testa a hipótese nula de diferença não sistemática entre os coeficientes, comparando os coeficientes dos estimadores eficientes dos efeitos aleatórios com os estimadores consistentes de efeitos fixos. A partir da estrutura de dados em painel apresentado na equação (1), duas especificações devem ser consideradas: a esperança condicional da variável individual não observada para dado x é igual a zero e sua covariância condicional é constante, ou seja:

$$E(u|x) = 0 \quad (21)$$

$$V(u|x) = \sigma_u^2 I \quad (22)$$

Falhas na primeira suposição (ortogonalidade) geram estimadores viesados e na segunda suposição (esfericidade) causam perda de eficiência, mesmo que a tendência dos estimadores esteja correta.

Uma importante suposição do teste é que a covariância de um estimador consistente (B) com sua diferença para um estimador eficiente e consistente (b) é igual a zero, ou seja:

$$\text{Cov}(b - B) = \text{Cov}(b, B) - \text{Var}(B) = 0 \quad (23)$$

Sendo então:

$$\text{Var}(B) = \text{Cov}(b, B) \quad (24)$$

A matriz de covariância do vetor de diferenças (b, B) utilizada no teste de Hausman é representada por:

$$\text{Var}(b - B) = \text{Var}(b) + \text{Var}(B) - 2\text{Cov}(b, B) \quad (25)$$

Combinando as equações (23) e (24), temos:

$$\text{Var}(b - B) = \text{Var}(b) + \text{Var}(B) \quad (26)$$

Assim, temos que a estrutura do teste, baseado no critério Wald, expresso por:

$$H = \chi^2_k = (b - B)' [\text{Var}(b) + \text{Var}(B)]^{-1} (b - B) \quad (27)$$

Testando a hipótese nula de diferença não sistemática entre os coeficientes – se tais diferenças forem observadas, falha a suposição de o estimador eficiente ser também um estimador consistente.

(iii) Teste *one way / two way*:

Verifica a existência de efeito temporal no modelo estimado, através de teste de restrições múltiplas no vetor de coeficientes, redefinindo o modelo apresentado na equação (1) com a inclusão de *dummies* anuais, sendo agora representado por:

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_i + \delta_t + e_{it} \quad (28)$$

O teste verifica se os regressores δ_t são conjuntamente representativos. Sendo T períodos de tempo presentes na amostra, teremos $T - 1$ regressores associados. A hipótese nula é de não significância conjunta do efeito temporal, ou seja:

$$H_0 : \delta_2 = \delta_3 = \dots = \delta_T = 0 \quad (29)$$

A aceitação da hipótese nula implica em não efeito conjunto de *dummies* anuais, sendo sua inclusão adequada, caracterizando o modelo denominado *one way*; caso contrário, devem ser mantidas na estimação, caracterizando o modelo *two way*.

(iv) Teste Wooldridge para autocorrelação em dados em painel:

Implementa o teste de correlação serial dos erros idiossincráticos no modelo de painel linear, discutido por Wooldridge (2002). A partir da equação (1), o teste utiliza os resíduos de uma regressão em primeira diferença, podendo ser representado da seguinte forma:

$$y_{it} - y_{it-1} = (x_{it} - x_{it-1})\beta + (e_{it} - e_{it-1}) \quad (30)$$

De forma equivalente:

$$\Delta y_{it} = \Delta x_{it} \beta + \Delta x_{it} e_{it} \quad (31)$$

Apresenta a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de primeira ordem, caso em que o teste de significância conjunta seja aceito.

(v) Teste Pesaran de dependência *cross-sectional*:

Verifica se a presença de dependência *cross-sectional* no modelo especificado, através de correlação cruzada dos resíduos. A hipótese nula é de independência *cross-sectional*.

Considerando que a dependência é causada por fatores comuns não observados que afetam os resíduos da regressão, mas não sendo correlacionado com os regressores, os estimadores de efeitos aleatórios e fixos são consistentes, embora não mais eficientes, sendo os erros padrões viesados. Ainda, se tais componentes não observados forem correlacionados com os regressores, os estimadores de efeitos aleatórios e fixos são viesados e inconsistentes.

A partir do modelo padrão de dados em painel apresentada na equação (1), temos a hipótese nula de μ_{it} é assumido ser independente e identicamente distribuído (i.i.d.) nos períodos de tempo através das unidades transversais. Sob a hipótese alternativa, μ_{it} pode ser correlacionado entre as unidades transversais, permanecendo a suposição de não correlação serial. O teste de hipótese é então definido da seguinte forma:

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{Corr}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \text{ para } i \neq j \quad (32)$$

$$H_1 : \rho_{ij} \neq \rho_{ji} \text{ para algum } i \neq j \quad (33)$$

Onde ρ_{ij} é o coeficiente de correlação momento-produto dos resíduos, dado por:

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it} u_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T u_{it}^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T u_{jt}^2 \right)^{1/2}} \quad (34)$$

Segundo De Hoyos (2006), a estatística de multiplicador Lagrangeano proposta por Breusch e Pagan, que é válida para N fixo e $T \rightarrow \infty$, tende a exibir substanciais distorções quando T é finito. A proposta alternativa de Pesaran é expressa por:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij} \right)} \quad (35)$$

A equação (35) define a estatística do teste CD (*cross-sectional dependence*), tendo média zero para valores fixos de N e T , abrangendo vários métodos de dados em painel,

incluindo os modelos heterogêneos, não estacionários e dinâmicos. Sob a hipótese nula de não dependência *cross-sectional*, $CD \xrightarrow{d} N(0,1)$ para $N \rightarrow \infty$ e T finito.

A partir da realização dos testes de especificação das estimações, temos os seguintes resultados:

Tabela 12 – Resultados dos testes de especificação

Testes de especificação	
Teste Breusch Pagan de multiplicador Lagrangeano para efeitos aleatórios	
Chi2(1)	= 31.76
Prob>Chi2	= 0.0000
Teste de Hausman	
Chi2(3)	= 7.03
Prob>Chi2	= 0.1343
Teste <i>one way / two way</i>	
Chi2(3)	= 1.70
Prob>Chi2	= 0.6360
Teste Wooldridge para autocorrelação em dados em painel	
F(1,24)	= 0.00
Prob>F	= 0.9937
Teste de Hausman	
Chi2(3)	= 7.03
Prob>Chi2	= 0.1343
Teste <i>one way / two way</i>	
Chi2(3)	= 1.70
Prob>Chi2	= 0.6360
Teste Pesaran de dependência <i>cross-sectional</i>	
Teste CD	= 0.2490
Prob	= 0.8031

Fonte: elaborado pelo autor

Pelo fato do modelo *between* considerar os valores médios das empresas, implicando em uma redução da amostra igual ao número de empresas e, assim como o modelo de máxima verossimilhança, ser assintoticamente equivalente ao modelo de efeitos aleatórios, a análise de modelo mais representativo se dá apenas entre os modelos *pooled* e os de efeitos aleatório e fixo. Na verificação da significância do modelo de efeitos aleatórios, a estatística do teste de Breusch e Pagan rejeita a hipótese da variável individual não observada ter variância igual a zero, isto é, a estimação através de *pooled* OLS gera resultados inconsistentes e sua utilização é rejeitada em favor do modelo de efeitos aleatórios. Verificando a consistência entre os estimadores de efeitos aleatórios e fixos, o teste de

Hausman demonstra que não há diferença sistemática entre os modelos comparados, sugerindo que o modelo de efeitos aleatórios como a melhor opção. Para confirmar a correta especificação do modelo, são então realizados os testes para verificação conjunta de efeitos temporais e de correlação transversal e longitudinal nos resíduos. Na determinação do efeito das variáveis *dummy* anuais, sua significância conjunta é rejeitada, ou seja, o modelo é estimado adequadamente através da representação *one way*. De acordo com o teste de Wooldridge, a especificação do modelo de painel não apresenta o problema de correlação serial nos resíduos da regressão, não sendo necessário, portanto, estimação em primeira diferença ou tratamento de painel dinâmico aos dados. Por fim, o teste Pesaran de dependência *cross-sectional* no painel resulta na ausência de fatores não observados comuns em cada período, de forma a não apresentar inconsistência dos estimadores e viés de seus respectivos erros padrões. Portanto, confirma-se a correta especificação do modelo através de estimadores de efeitos aleatórios, conforme representado na tabela 11.

5.2.3 – Painel balanceado considerando redução do período amostral

Com o objetivo de ampliar a amostra utilizada na análise de dados em painel e, conseqüentemente, um maior número de empresas no estudo, será considerado o período de três anos consecutivos que resulte no número de observações, mantendo a estrutura de painel balanceado.

O período que apresenta a maior amostra é o de 2000 a 2002, com 36 empresas selecionadas, resultando em 108 observações – comparativamente, o período de 1999 a 2001 abrange 32 empresas, resultando em 96 observações. A estrutura de análise segue a mesma descrita na seção anterior.

Observa-se que inicialmente a variável *faturamento* (em logaritmo) apresenta significância estatística somente a 10%; com a inclusão da variável que representa o *quadro executivo*, torna-se significativa a 1%. As taxas de *turnover* e de *promoção* não são significativas, porém essa última tem seu *valor-p* reduzido quando a estimação é realizada através do modelo robusto, passando para a região de aceitação do teste a 10%. Comparando com o modelo da seção anterior, a variável *turnover* foi excluída, por não ser representativa.

Tabela 13 – Estimações com inclusão progressiva de variáveis

Variável	Modelo1	Modelo2	Modelo3	Modelo4
lfatur	0.0778 (0.0553)	0.1508 (0.0013)	0.1476 (0.0017)	0.1622 (0.0004)
exec		-0.0009 (0.0063)	-0.0008 (0.0167)	-0.0010 (0.0028)
turnover			-0.0021 (0.2169)	
txprom				0.0047* (0.1162)
_cons			8.5383 (0.0000)	8.3098 (0.0000)
N	108	108	108	108
Wald chi2	3.67	11.50	13.12	14.98
Prob > chi2	0.0553	0.0032	0.0044	0.0018

* Apresenta significância a 10% no modelo robusto

Fonte: elaborado pelo autor

Assim, o modelo é representado por:

$$lrexc = \beta_0 + \beta_1 lfatur + \beta_2 exec + \beta_3 txprom \quad (36)$$

A tabela 14 apresenta os resultados das estimações do modelo especificado em (36), através das distintas modelagens de painel, utilizando o modelo robusto para evitar eventual presença de heterocedasticidade. Observa-se que, com exceção do modelo de efeitos fixos, a variável *faturamento* (em logaritmo) apresentou significância estatística, com seus valores variando entre 0.16 e 0.17, de acordo com o modelo considerado. Comparando as tabelas 11 e 14, verifica-se equivalência entre as estimações, comprovando que os resultados do estudo são consistentes.

Tabela 14 – Estimação do modelo de dados em painel com redução do período amostral

Variável	Modelo				
	OLS*	RE	FE	BE	MLE
lfatur	0.1710 (0.0000)	0.1622 (0.0000)	0.1057 (0.3183)	0.1753 (0.0021)	0.1623 (0.0003)
exec	-0.0010 (0.0000)	-0.0010 (0.0000)	-0.0012 (0.0083)	-0.0010 (0.0130)	-0.0010 (0.0023)
txprom	0.0095 (0.0003)	0.0047 (0.0517)	-0.0004 (0.9064)	0.0135 (0.0101)	0.0047 (0.1253)
_cons	8.1795 (0.0000)	8.3098 (0.0000)	8.7724 (0.0000)	8.0922 (0.0000)	8.3087 (0.0000)

* Os erros padrões são viesados quando o modelo verdadeiro apresentar distúrbios do componente erro.

Fonte: elaborado pelo autor

A tabela 15 apresenta os resultados dos testes de especificação das estimações. Observa-se que, em comparação com os testes do modelo principal desse estudo – apresentado na tabela 12 – os resultados não foram alterados.

Ou seja, os testes demonstram que a melhor representação do modelo se dá através de dados em painel com estimadores de efeitos aleatórios, não sofrendo o modelo de problema de correlação serial nos resíduos da regressão ou dependência *cross-sectional*.

Tabela 15 – Resultados dos testes de especificação

Testes de especificação	
Teste Breusch Pagan de multiplicador Lagrangeano para efeitos aleatórios	
Chi2(1)	= 25.57
Prob>Chi2	= 0.0000
Teste de Hausman	
Chi2(3)	= 5.62
Prob>Chi2	= 0.1317
Teste <i>one way / two way</i>	
Chi2(3)	= 2.90
Prob>Chi2	= 0.3351
Teste Wooldridge para autocorrelação em dados em painel	
F(1,24)	= 0.285
Prob>F	= 0.5967
Teste Pesaran de dependência <i>cross-sectional</i>	
Teste CD	= 1.369
Prob	= 0.1711

Fonte: elaborado pelo autor

Ainda, devido à equivalência com os resultados obtidos anteriormente no modelo que considera os 4 anos da amostra, comprova-se a adequada especificação do modelo e a consistência dos estimadores. Portanto, os resultados demonstram que a determinação da compensação executiva através de dados em painel gera estimadores consistentes, representando a forma de estimar as informações para o caso brasileiro.

5.2.4 – Extensão da pesquisa: dados em painel não-balanceado

Esta seção tem por objetivo ampliar a análise principal do estudo, dando maior suporte aos resultados anteriormente encontrados através da utilização de um modelo de dados em painel não-balanceado, permitindo manter a estrutura econométrica, mas utilizando

um maior número de empresas⁴. A amostra consiste de empresas que estão presentes em pelo menos dois anos consecutivos do estudo, dessa forma ampliando para 92 o número de empresas – além das 25 presentes nos quatro anos, anteriormente consideradas no modelo balanceado, temos ainda 49 presentes em dois anos da amostra e 18 em três anos.

A tabela 16 apresenta os resultados das estimações através das distintas especificações de dados em painel, além da estimação por *pooled OLS*. Os resultados demonstram que, com exceção do modelo de efeitos fixos, a elasticidade da remuneração executiva apresenta-se significativa e com valores entre 0.15 a 0.17. As variáveis controle referentes ao quadro executivo, taxas de promoção e de turnover também demonstram significância e sinais equivalentes aos obtidos nas estimações anteriores realizadas através de painel balanceado. Como temos diferenças no número de empresas em alguns períodos da amostra, devem ser incluídas variáveis *dummies* anuais, para verificar efeitos específicos nos anos considerados.

Tabela 16 – Estimação do modelo de dados em painel não balanceado

Variável	Modelo				
	OLS*	RE	FE	BE	MLE
lfatur	0.1744 (0.0000)	0.1541 (0.0000)	0.0399 (0.5590)	0.1675 (0.0000)	0.1547 (0.0000)
exec	-0.0003 (0.0000)	-0.0003 (0.0030)	-0.0005 (0.0400)	-0.0002 (0.0790)	-0.0003 (0.0020)
txprom	0.0069 (0.0000)	0.0035 (0.0560)	0.0030 (0.1680)	0.0056 (0.1270)	0.0035 (0.0520)
turnover	-0.0048 (0.0000)	-0.0030 (0.0120)	-0.0022 (0.1210)	-0.0058 (0.0120)	-0.0030 (0.0110)
y00	-0.1748 (0.0300)	-0.1693 (0.0000)	-0.1448 (0.0040)	0.1377 (0.8350)	-0.1694 (0.0000)
y01	-0.0753 (0.3460)	-0.0666 (0.2080)	-0.0188 (0.7500)	-0.4099 (0.2350)	-0.0668 (0.2020)
y02	-0.0431 (0.6080)	-0.0622 (0.2730)	-0.0138 (0.8330)	0.5739 (0.3410)	-0.0622 (0.2680)
_cons	8.3340 (0.0000)	8.4297 (0.0000)	9.1062 (0.0000)	8.2795 (0.0000)	8.4264 (0.0000)

* Os erros padrões são viesados quando o modelo verdadeiro apresentar distúrbios do componente erro.

Fonte: elaborado pelo autor

⁴ Se a estimação por dados em painel balanceado implicitamente inclui somente as empresas presentes entre as melhores para se trabalhar em todo o período do estudo, busca-se ampliar a amostra com a inclusão de empresas que não estão presentes em todos os anos do estudo. Embora esse procedimento possa sofrer do problema de atrito, é válido na medida em que tende a corroborar com os resultados encontrados na estimação principal dessa pesquisa.

Os testes de especificação são então realizados, para se determinar a adequação do modelo utilizado. Os resultados, apresentados na tabela 17, indicam tanto a rejeição do modelo *pooled* (através do teste Breusch Pagan para efeitos aleatórios) quanto do modelo de efeitos fixos (através do teste de Hausman), além de não sofrer do problema de autocorrelação serial. Entretanto, o teste *one way/two way* indica a significância conjunta das *dummies* anuais – resultado característico de dados em painel não-balanceado – sugerindo a existência de fatores específicos em cada ano.

Tabela 17 – Resultados dos testes de especificação

Testes de especificação	
Teste Wooldridge para autocorrelação em dados em painel	
F(1,24)	= 0.011
Prob>F	= 0.9154
Teste de Hausman	
Chi2(3)	= 10.12
Prob>Chi2	= 0.1819
Teste Breusch Pagan de multiplicador Lagrangeano para efeitos aleatórios	
Chi2(1)	= 79.16
Prob>Chi2	= 0.0000
Teste <i>one way / two way</i>	
Chi2(3)	= 13.30
Prob>Chi2	= 0.0040

Fonte: elaborado pelo autor

Portanto, de acordo com os resultados obtidos nas distintas modelagens econométricas aplicadas, temos que a estimação da elasticidade da remuneração executiva é consistente, apresentando uma relação significativa com o desempenho das empresas.

6 – ANÁLISE DOS RESULTADOS

Analisando um intervalo de quatro anos, as estimações realizadas através de dados transversais demonstraram a representatividade do modelo. Os resultados indicaram elasticidade da remuneração executiva em relação ao faturamento entre 0.11 e 0.15 nas regressões simples e após a inclusão das variáveis controle esse valor se eleva para entre 0.13 e 0.19, com os modelos demonstrando aumento de representatividade ao longo do período selecionado. A elasticidade da remuneração dos executivos não apresentou maiores variações ao longo do tempo, com exceção ao ano de 2001, com ligeira elevação. Para aumentar a representatividade da pesquisa, a segunda parte desse estudo utiliza estrutura de dados em painel, permitindo a análise das empresas com a combinação de informações transversais e temporais – através da estimação principal do estudo, incorporando as vinte e cinco empresas presentes em todos os períodos da amostra, assim como o modelo secundário, reduzindo o período da amostra para permitir a inclusão de um maior número de empresas na estimação. Em ambas as estimações, os resultados sugeriram a utilização de modelos de efeitos aleatórios, com os testes comprovando a consistência das especificações; a elasticidade da remuneração executiva em relação ao faturamento apresentou um valor médio de 0.16, com as estimações controladas para informações dos quadros funcional e gerencial.

Os resultados obtidos nesse estudo apresentaram resultados ligeiramente inferiores aos encontrados em demais pesquisas internacionais (Tabela 18), mas com valores próximos aos observados por estudos de alguns países europeus. Em estudo para empresas finlandesas, Makinen (2005) aponta elasticidade da remuneração executiva em torno de 0.30 e compara especificamente seus resultados obtidos em 1999 (0.16) com os obtidos em outros países no mesmo ano, como Suíça (0.11), Reino Unido (0.24), Alemanha (0.13), Suécia (0.13), França (0.13), Holanda (0.17), Espanha (0.17) e Bélgica (0.18). Para o caso canadense, Zhou (2000) obtém elasticidade da remuneração em torno de 0.21 para pequenas firmas e entre 0.22 e 0.35 para a amostra total, com variações entre setores – comparando seus resultados com os encontrados nos Estados Unidos (0.282), Japão (0.247), Grã-Bretanha (0.261) e Canadá (0.249). Em relação à elasticidade em relação às ações, o estudo de Conyon (2000) no Reino Unido apresenta valor médio de 0.25, enquanto que Baker (2002) obtém uma elasticidade entre 0.33 e 0.50, com média de 0.40 para empresas americanas.

Tabela 18 – Elasticidade de remuneração executiva – comparação com outros países

País	Elasticidade
Suíça	0.11
Alemanha	0.13
Suécia	0.13
França	0.13
BRASIL	0.16
Finlândia	0.16
Holanda	0.17
Espanha	0.17
Bélgica	0.18
Reino Unido	0.24
Japão	0.25
Canadá	0.25
Estados Unidos	0.28

Fonte: Makinen (2005) e Zhou (2000)

Em termos comparativos, observa-se que os resultados para as empresas brasileiras encontrados nesse estudo são comparáveis aos verificados nos países da Europa, onde a elasticidade de remuneração dos executivos se situa entre 0.11 e 0.18. As pesquisas em geral são consistentes em determinar valores mais elevados para as empresas do Reino Unido, Japão e Estados Unidos, países que estão entre as maiores economias do mundo; o Canadá é um caso específico, tendo equivalência com o caso americano, sugerindo as pesquisas que o resultado é devido à abertura econômica entre os países.

7 – CONCLUSÃO

De forma geral, empresas são unidades maximizadoras de lucro, tendo seus diretores e gerentes funções de destaque em suas estruturas organizacionais, como responsáveis pelo controle geral das mesmas. Partindo dessa premissa, os estudos buscam verificar como as empresas desenvolvem uma estrutura de incentivos para atingir tais objetivos, assim como verificar, mais especificamente, qual impacto seus indicadores de desempenho têm sobre os ganhos dos executivos.

Utilizando informações de empresas brasileiras, esse estudo destaca a representatividade da elasticidade da remuneração executiva em relação ao faturamento, controlando para características de seus quadros funcional e gerencial. Embora haja certo grau de agregação das informações devido aos valores anuais e referentes somente ao lado da demanda do mercado de trabalho, os resultados obtidos são consistentes e corroboram com a existente literatura internacional.

Este trabalho contribui com a literatura referente devido à escassez de pesquisas a respeito da remuneração executiva no Brasil, em geral limitadas a estudos descritivos do desempenho de empresas, sem o desenvolvimento de uma modelagem econométrica que procure estabelecer sua relação com o desempenho das empresas – análise comumente realizada em vários artigos em outros países.

Em relação à base de dados, torna-se necessário um maior desenvolvimento de pesquisas referentes, pois não há no Brasil uma maior disponibilidade de informações a respeito das características de empresas que permitam um exame mais aprofundado da estrutura de incentivo ao desempenho dos funcionários dos mais elevados cargos de administração e gerenciamento. Entretanto, a utilização de uma base de dados secundária nesse estudo permite realizar uma análise inicial da remuneração dos executivos no Brasil e a comparação com demais pesquisas internacionais publicadas, podendo ainda servir de referência para a montagem de um questionário que possibilite o acompanhamento do desempenho das empresas brasileiras.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

- ABOWD, J. M.; KAPLAN, D. S. Executive Compensation: Six Questions That Need Answering. U.S. Department of Labor - Bureau of Labor Statistics. Working Paper 319, december, 1998.
- BAKER, G. P.; HALL, B. J. CEO Incentives and Firm Size. **Journal of Labor Economics**, 2004, v.22, p.767-798, out. 2002.
- BALTAGI, B. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3. ed., John Wiley & Sons, 2005.
- BAUM, C. F. *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*. Stata Press, 2006.
- BEBCHUK, L.; GRINSTEIN, Y. Executive Pay and Firm Size. Working paper, 2005.
- BRICK, I. E.; PALMON, O; WALD, J. K. CEO Compensation, Director Compensation, and Firm Performance: Evidence of Cronyism? JCF Special Issue on Corporate Governance. May, 2005.
- BRUNELLO, G.; GRAZIANO, C; PARIGI, B. Executive Compensation and Firm Performance in Italy. International **Journal of Industrial Organization**, n.19, p.133-161, 2001.
- BUSHMAN, R.; DAI, Z; WANG, X. Risk and CEO Turnover. Working paper, 2008.
- CAMERON, A. C. (2008). Panel data methods for microeconometrics using Stata. Disponível em: <http://www.stata.com/meeting/wcsug07/cameronwcsug.pdf>. Acesso em 14/01/2010.
- CHALMERS, K. et al. The Determinants of CEO Compensation: Rent Extraction of Labor Demand? **The British Accounting Review**, n.38. p.259-275, 2006.
- CISCEL, D. H.; CARROLL, T. M. The Determinants of Executive Salaries: An Econometric Survey. **The Review of Economics and Statistics**, v.62, issue 1, p.7-13, 1979.
- CONYON, M. J. et al. Econometric Modelling of UK Executive Compensation. **Managerial Finance**, v.26, n.9, 2000.
- CREMERS, M; GRINSTEIN, Y. The Market for CEO Talent: Implications for CEO Compensation. Searle Center on Law, Regulation, and Economic Growth. September, 2008.
- DE HOYOS, R.E.; SARAFIDIS, V. Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models. **Stata Journal**, v.6, n.4, p.482-496, 2006.
- FERRIS, G. R.; BUCKLEY M. R.; ALLEN, G. M. Promotion Systems in Organizations. **Human Resource Planning**, v.15, n.3, September, 1992.
- GABAIX, X.; LANDIER, A. Why has CEO Pay Increased so Much? Forthcoming in the Quarterly Journal of Economics. April, 2007.

GALOR, O.; SICHERMAN, N. A theory of Career Mobility. Working Paper. Center for the Study of the Economy and the State. The University of Chicago, 1998.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. Fifth Edition. Upper Saddle River, New Jersey. Prentice-Hall, 2003.

HSIAO, C. *Analysis of Panel Data*. 2nd Edition. Econometric Society Monographs. Cambridge University Press, 2002.

HUNNES, A. Internal Wage Dispersion and Firm Performance: White Collar Evidence. **International Journal of Manpower**, v.30, n.8, p.776-796, 2009.

JENTER, D.; KANAAN, F. CEO Turnover and Relative Performance Evaluation. MIT Sloan School of Management. February, 2006.

KAMERY, R. H. Employee Motivation as it Relates to Effectiveness, Efficiency, Productivity, and Performance. Allied Academies International Conference. Proceedings of the Academy of Legal, Ethical and Regulatory Issues, v.8, n.2, 2004.

MAKINEN, M. CEO Compensation, Firm Size and Firm Performance: Evidence from Finnish Panel Data. Working paper, 2005.

MARQUES, L. D. Modelos Dinâmicos com Dados em Paineis: revisão de literatura. Cempre, Faculdade de Economia do Porto, Portugal, 2000.

MEHRAN, H. Executive Compensation Structure, Ownership, and Firm Performance. **Journal of Financial Economics**, n.38, p.163-184, 1995.

MURPHY, K. J. Executive Compensation. *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3, Chapter 38, p. 2485-2563. Elsevier, 1999.

MURPHY, K. J.; ZIMMERMAN, J. L. Financial Performance Surrounding CEO Turnover. **Journal of Accounting and Economics**, v.16, n.1, p.273-315, 2002.

REVISTA EXAME. Guia Exame 1999 – 100 Melhores Empresas Para Você Trabalhar. Editora Abril, 2000.

_____. Guia Exame 2000 – 100 Melhores Empresas Para Você Trabalhar. Editora Abril, 2001.

_____. Guia Exame 2001 – 100 Melhores Empresas Para Você Trabalhar. Editora Abril, 2002.

_____. Guia Exame 2002 – 100 Melhores Empresas Para Você Trabalhar. Editora Abril, 2003.

STATA CORPORATION. *Longitudinal/panel Data. Reference Manual: Release 10*. College Station: Stata Press, 2007.

SCHREIBER S. The Hausman Test Statistic can be Negative even Asymptotically. **Journal of Economics and Statistics**, v.228, n.4, p.394-405, 2008.

TORRES-REYNA, O. Panel Data Analysis – Fixed & Random Effects. Disponível em <http://dss.princeton.edu/training/>. Acesso em 21/09/2009.

WALDMAN, M. Theory and Evidence in Internal Labor Markets. Draft chapter for the Forthcoming Handbook of Organizational Economics. October 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. MIT Press, 2001.

_____. Introductory Econometrics: A Modern Approach. 3.ed. South-Western, 2006.

ZHOU, X. CEO Pay, Firm Size, and Corporate Performance: Evidence from Canada. **Canadian Journal of Economics**, v.33, n.1, February 2000.

**CAPÍTULO 2 - O IMPACTO DA CONSTITUIÇÃO DE 1988
NA DINÂMICA DAS GREVES NO BRASIL**

1 – INTRODUÇÃO

As greves são caracterizadas como forma final de negociação entre empregados e empregadores, após não se atingir um acordo comum em todas as negociações anteriores. Entretanto, não há na literatura econômica um consenso a respeito dos condicionantes das greves. O principal problema se refere à ausência de uma teoria que realize uma previsão de quando uma greve irá ocorrer, quanto tempo deve durar e quais suas principais características (categorias e número de funcionários, empresas e setores envolvidos, localização geográfica, etc) assim como o tipo de reivindicações negociadas e seus potenciais resultados, para que seus custos possam ser evitados, ou pelo menos minimizados.

Uma referência inicial é a consideração dos processos de negociações entre empregados e empregadores, principalmente em períodos de vencimentos de contratos de trabalho, onde as partes não chegam a um acordo comum na renegociação de suas condições trabalhistas – principalmente no que se refere ao ambiente de trabalho, planos de carreira e às remunerações (aumentos ou reposições salariais, equivalência com outras categorias, participações em lucros, entre outras reivindicações).

Dois segmentos na literatura, explicando as razões das ocorrências das greves e subsequentemente de suas durações, são identificados por Pérez et al. (2006). O primeiro sugere que os sindicatos estarão mais propensos a aceitar salários mais baixos na medida em que o período da greve se estende, enquanto que as firmas estarão mais dispostas a aceitar o pagamento de maiores salários proporcionalmente com a duração das greves – pois ambos incorrem em maiores custos com a paralisação; o tempo total da greve e o resultado das negociações irão depender do ponto de equilíbrio entre os custos de tempo de inatividade para ambas as partes. O segundo segmento considera que a ocorrência e duração das greves estão relacionadas com a existência de informações assimétricas e privadas; considerando que cada parte envolvida forma sua expectativa de resultado final das negociações baseada em suas próprias informações, os modelos demonstram que as greves são mais frequentes e mais longas quanto maiores as diferenças entre as propostas apresentadas.

Há uma relativa dificuldade na modelagem econômica das greves, pois aparentemente não se trata de uma estratégia de equilíbrio, onde ambas as partes poderiam estar melhor se o resultado final fosse atingido sem os custos de uma paralisação das atividades. A existência de assimetria de informações é um dos motivos para sua ocorrência, pois as partes envolvidas têm expectativas relativamente otimistas em relação a seus resultados, por darem um peso maior nos argumentos que lhes são favoráveis e pela

consideração somente de suas informações disponíveis. Se cada lado forma suas expectativas a partir de informações privadas independentes sobre o resultado esperado, em algum momento tais informações levarão a uma expectativa otimista o suficiente a ponto de superar os custos de uma greve, causando sua ocorrência.

A Constituição de 1988 teve um papel significativo na alteração política das paralisações e na influência dos sindicatos. Se anteriormente existiam restrições legais à greve, com a proclamação da Constituição esse direito foi reafirmado. Assim, enquanto nos anos anteriores os trabalhadores exerciam uma reivindicação por direito não legitimada pelo Estado, a partir de então as lideranças firmam-se como interlocutores validadas pelo governo [Noronha et al. (1998)]. Nesse contexto as características gerais dos movimentos grevistas passam por significativas mudanças, não apenas pelo maior poder de representação dos sindicatos, elevando seu poder de barganha, mas principalmente pela definição de regras mais claras e específicas de negociação entre as partes envolvidas.

Com base nessas premissas, este estudo busca investigar as características das greves no Brasi, no período correspondente aos anos de 1983 a 1991, com ênfase no impacto das alterações institucionais que ocorreram após a promulgação da Constituição Federal, em 1988. A partir dos dados das greves brasileiras, são desenvolvidos dois modelos econométricos. O primeiro analisa as características e os condicionantes da duração das greves, através do modelo risco proporcional de Cox. O segundo modelo considera os casos em que há informações sobre os resultados finais obtidos nos acordos, especificamente verificando quais fatores influenciaram a proporção de atendimento das reivindicações dos grevistas, construindo um *ranking* da variável dependente e analisando através do modelo logístico ordenado.

Além dessa introdução, a seção 2 apresenta o referencial teórico relativo às greves, apresentando as principais características e condicionantes de sua duração, assim como os indicadores que afetam seus resultados. Identifica ainda o papel de fatores institucionais sobre esses resultados. Faz também uma revisão de literatura, demonstrando as principais conclusões apresentadas por outras pesquisas teóricas e empíricas já realizadas.

A seção 3 descreve a base de dados utilizada nessa pesquisa. A partir de informações sobre as greves brasileiras ocorridas entre os anos e 1983 e 1991, apresentando as variáveis utilizadas no desenvolvimento dos dois modelos desse estudo.

A metodologia adotada nesse estudo é apresentada na seção 4. Define a forma de seleção das variáveis e o tratamento dos indicadores incluídos na análise, conforme as características da base de dados e os modelos econométricos utilizados nesse estudo, fazendo

uma sucinta discussão sobre suas limitações. A seção também demonstra os modelos econométricos utilizados no estudo. Separado em duas subseções, apresenta inicialmente o modelo de análise de duração – tendo representações não-paramétricas, semi-paramétricas e paramétricas – com ênfase no modelo de risco proporcional de Cox, adotado na análise; a segunda subseção é representada pelo modelo logístico ordenado, também denominado *modelo com variável dependente categórica ordenada*, extensão do modelo logístico binário, em que a variável explicativa é caracterizada por apresentar mais de dois valores, seguindo uma ordenação natural.

A seção 5 apresenta então o modelo empírico, divididos em duas subseções, de acordo com os modelos considerados. Descreve a hipótese a ser testada, comentando as implicações a que os resultados estão sujeitos. Demonstra ainda os resultados das estimações e os testes de hipóteses, verificando o nível de representação de acordo com o modelo de estimação considerado.

Na seção 6 são analisados economicamente os resultados obtidos na seção anterior, apresentando as principais características dos indicadores analisados no estudo, observando sua equivalência com a teoria e fazendo uma comparação com os resultados teóricos e empíricos obtidos nas demais pesquisas publicadas.

As principais conclusões obtidas nesse estudo são apresentadas na seção 7, verificando quais os principais resultados encontrados, possíveis extensões e a contribuição desta pesquisa para a relativa literatura econômica.

2 – REFERENCIAL TEÓRICO

As pesquisas econométricas sobre duração de greves são escassas, comparadas com o total de estudos empíricos sobre a ocorrência de greves. Em geral, um dos maiores problemas nas pesquisas recentes a respeito da duração é a limitação da base de dados, sendo que mesmo em grandes amostras de negociações de contratos há poucos casos que não são resolvidos em consenso, resultando em greves; ainda, mesmo nas greves registradas, há uma pequena disponibilidade de informações sobre suas durações e características gerais [Card (1990)].

Um elemento importante na análise é que a maioria das negociações de contrato ocorre sem a realização de greves ou paralisações. Estudos de Keenan e Wilson (1988), por exemplo, indicam que 85% dos contratos renegociados na indústria manufatureira americana não envolve greves, cerca de 78% no Canadá e com variações entre 60% e 90% no caso britânico, de acordo com o setor considerado. Não foram encontradas informações referentes para o Brasil.

Embora a greve não seja uma estratégia ótima de Pareto *ex-post*, pode ser uma estratégia ótima *ex-ante*, pois na situação inicial a assimetria de informações pode gerar uma situação de greve em que cada alternativa disponível deixe os empregadores e os empregados em pior situação do que na negociação entre as partes sem a paralisação das atividades – isto é, os custos da greve podem ser em parte, subestimados, enquanto que as expectativas de seus resultados são superestimadas [Keenan (1987)].

Zylberstajn (2005a) identifica nas relações de trabalho que, de acordo com o interesse de origem, os conflitos trabalhistas podem ser divididos em duas categorias: conflitos de direito e conflitos de interesse. No primeiro caso o trabalhador alega que a empresa não está respeitando ou reconhecendo um de seus direitos e no segundo o trabalhador busca atingir um objetivo ou uma melhoria em suas condições, seja financeira ou de trabalho. O conflito de direito ocorre, por exemplo, quando o trabalhador alega que não está recebendo por horas extras trabalhadas ou que o reajuste de seus rendimentos está abaixo do valor de mercado ou da variação do período, enquanto que no conflito de interesse o trabalhador busca elevar seus rendimentos devido a um fator não previsto em lei, como recebimento de lucro proporcional das empresas, se não previsto em contrato.

Em geral, a literatura internacional busca condicionar a ocorrência e a duração das greves a características específicas das empresas e a fatores macroeconômicos. Pérez et al. (2006) avaliam os determinantes das durações nas greves na Espanha, verificando os

condicionantes de seus diferentes resultados, dado que elas podem terminar em acordo ou não acordo. A pesquisa demonstrou evidências que o número de grevistas está inversamente relacionado com a duração das greves, pois a paralisação é relativamente mais efetiva em reduzir os lucros das firmas tanto pela maior ineficiência na produção quanto por maiores custos operacionais durante o período; outra explicação é que um reduzido número de grevistas pode estar associado a grupos com menor poder de barganha. Similarmente, variáveis geográficas distinguindo as comunidades autônomas apresentaram efeitos significativos, pois captura a influência de diferentes níveis de organização dos sindicatos nas diferentes regiões.

Harrison et al. (1993) analisa o tamanho das greves como fator condicionante de sua duração. Segundo o autor, a maioria dos trabalhos empíricos tem sido realizada a partir de dados disponíveis somente para greves envolvendo um grande número de trabalhadores, sendo que um estudo mais completo deve examinar diferenças sistemáticas entre grandes e pequenas greves, observando, portanto, se amplas greves são representativas para o caso geral. Seu estudo demonstrou que o número de grevistas afeta diretamente a duração das greves, havendo significativas diferenças nos resultados quando classificadas de acordo com o tamanho, concluindo que estudos baseados em paralisações envolvendo grande número de trabalhadores apresentam resultados não representativos para todas as greves.

A taxa de inflação tem papel importante na análise da duração das greves, principalmente as deflagradas por reivindicações salariais. Como as negociações incorporam compensações de valores monetários (reposições ou reajustes, em geral), comumente os modelos incluem uma *proxy* de inflação esperada como variável independente, representada pelo índice de inflação observada no período anterior. Uma elevação dos índices de inflação esperada faz com que os trabalhadores demandem um salário nominal mais elevado. Como tanto a deflagração como a duração das greves estão diretamente relacionados com a diferença entre os salários ofertados e demandados nas negociações, temos um efeito esperado positivo da inflação do período anterior sobre a duração.

Vroman (1989) analisa os determinantes de incidência e duração das greves no setor manufatureiro norte-americano entre o final da década de 1950 e início da década de 1980, com ênfase nos principais fatores macroeconômicos que afetaram os resultados. As principais conclusões obtidas se relacionam aos ciclos econômicos, sendo a incidência das greves pró-cíclica (notadamente a inflação positiva não compensada tem um efeito positivo estatisticamente significativo nos coeficientes, enquanto que a inflação negativa não compensada não gera coeficientes significativos), e a duração sendo contra-cíclica. Os

resultados demonstram que mercados de trabalho restritivos elevam o poder de barganha dos sindicatos e levam a maiores demandas por salário e a seu declínio mais lento ao longo da greve; se a demanda pelo produto for alta, os custos da greve serão também elevados para a firma, que dessa forma vai preferir atingir um acordo em um menor prazo, para reduzir tais custos.

Estudos recentes também demonstraram que a duração das greves é contra-cíclica – principalmente em períodos de expansão econômica, associados a paralisações mais curtas – sendo a taxa de desemprego uma das variáveis mais utilizadas para captar os efeitos dos ciclos. Entretanto, Cramton et al. (1999) afirma que o impacto do índice de desemprego é ambíguo, pois quando o mercado de trabalho está em expansão (atingindo baixo índice de desemprego), há uma elevação tanto dos custos operacionais das empresas na substituição do quadro funcional quanto da ineficiência produtiva, reduzindo a expectativa de duração das greves, porém a menor oferta de trabalho causa um menor poder de barganha dos grevistas (e em geral maiores demandas salariais), induzindo a um maior tempo de paralisação. Portanto, o impacto do desemprego sobre a duração das greves depende de qual efeito é predominante na economia.

Analisando o papel que a legislação de negociação coletiva desempenha nas greves, Cramton et al. (1999) verifica que alterações nas regras de negociação, determinadas pela legislação trabalhista, afetam a relação de poder entre os sindicatos e as firmas, influenciando não apenas a incidência e duração das greves, como os acordos salariais resultantes. Assim, observa que políticas de conciliação tem se demonstrado ineficientes na redução dos custos das greves. Uma interpretação importante de seu estudo é que a incerteza dos sindicatos sobre a propensão dos salários pagos pelas firmas tem uma positiva e significativa relação com a incidência e duração das paralisações.

O modelo geral considera a suposição que o comportamento dos sindicatos é o de maximizar sua utilidade em função de salários e emprego, sujeito às restrições impostas pelo mercado de trabalho [Farber (2001)]. Há pelo menos duas formas nas quais os sindicatos afetam os salários: a primeira é diretamente, através de negociações coletivas com os empregadores (devido ao fato de influenciar o salário de mercado, mesmo os não sindicalizados obtêm vantagens nesse processo); a segunda forma considera uma distinção entre sindicalizados e não sindicalizados, afirmando que os sindicatos tendem a elevar os salários de seus membros, mas os demais salários podem sofrer redução ou manter inalterado – o resultado desse processo não é muito claro, pois embora haja elevação de salários dos sindicalizados, eleva-se também o desemprego do setor, ainda havendo movimento de

trabalhadores em direção ao setor sindicalizado (denominado efeito *spillover*), para elevar seus ganhos. Segundo o autor, baseado em considerações teóricas, o efeito sobre os salários agregados não é evidente.

De maneira equivalente, Ashenfelter e Johnson (1969) consideram a suposição da maximização de utilidade por parte dos sindicatos – por exemplo, medida através do valor do salário ao longo do contrato – enquanto que a firma busca a maximização de seu lucro. Assim, o acordo entre as partes vai depender de alguns fatores, como a demanda pelo produto das firmas, as elasticidades de oferta e demanda de trabalho, o nível de substituição capital-trabalho, etc.

As instituições trabalhistas desempenham uma importante função na determinação das diferenças entre economias, segundo Butter e Koppes (2003). De acordo com os autores, é importante considerar as características institucionais locais para se determinar medidas políticas para o desenvolvimento e funcionamento eficientes do mercado de trabalho. Zylberstajn (2002) afirma que a negociação coletiva através de sindicatos é o mecanismo mais eficiente para o sucesso de sistemas de relações de trabalho; como o poder das empresas é evidentemente muito maior do que o do trabalhador, uma representação organizada permite uma negociação adequada em torno de seus interesses.

O Brasil é um dos países com maiores restrições legais no mercado de trabalho, considerado excessivamente regulado, cujas restrições reduzem a flexibilidade das empresas na rotatividade de mão de obra, e por conseqüência sua eficiência produtiva [Zylberstajn (2006) e Tafner (2006)]. Juntamente com a CLT (Consolidação das Leis do Trabalho, a Constituição Federal é uma das principais leis trabalhistas no país. A reformulação da Constituição em 1988 altera significativamente as relações trabalhistas; em seu artigo 7º, é detalhista e sem flexibilidade quanto às condições e trabalho, abrindo espaço para negociações coletivas. Ainda, o artigo 8º tornou a organização sindical mais livre, reduzindo as restrições em relação às bases da categoria. Enquanto que o artigo 114 é pertinente à Justiça do Trabalho, estabelecendo as atribuições dos sindicatos nos dissídios individuais e coletivos (Anexo I).

Embora a CLT (Consolidação das Leis do Trabalho), principal norma legislativa brasileira relativa aos direitos do trabalho, já assegurasse aos trabalhadores alguns benefícios, se tornara obsoleta¹. De forma complementar, a Constituição Federal de 1988, por meio de

¹ Criada através do Decreto-Lei nº 5.452, de 1 de maio de 1943 e sancionada pelo então presidente Getúlio Vargas, unificando toda legislação trabalhista então existente no Brasil, com o objetivo principal de regulamentar as relações individuais e coletivas do trabalho.

uma mais detalhada regulamentação, reforça e amplia os direitos trabalhistas, associados a uma maior especificação das atribuições dos movimentos sindicalistas e dos acordos coletivos. Segundo Zylberstajn (2005a), grande parte das deflagrações grevistas nesse período ocorreu principalmente por dois motivos: pelo período de adaptação dos empregadores, trabalhadores e sindicatos à nova lei e pelo fato de ocorrerem, inicialmente, diferentes interpretações.

Noronha et al. (1998) realiza um estudo relativo à evolução das greves no Brasil, identificando algumas características principais observadas entre o final da década de 70 e início de 90. Segundo o autor, o fenômeno das greves brasileiras se iniciou por volta de 1978 no ABC² paulista, considerada a principal área industrial do país. O primeiro ciclo de greves foi ascendente, entre os anos de 1978 e 1984, de organização de sindicalismo grevista que se inicia em São Paulo e se dissemina para as outras regiões do país, o segundo de explosão do movimento grevista, entre 1985 e 1989, e o terceiro ciclo caracterizado pelo declínio a partir de 1990, considerando o final desse processo a partir de 1992 – os comportamentos cíclicos consideram que a variação das greves não se deve a grandes variações nos principais indicadores econômicos, como emprego, renda, inflação ou períodos eleitorais. A partir das greves iniciais nas montadoras do ABC paulista, elevam-se o número e a abrangência das paralisações pelo país, revelando um potencial de conflitos anteriormente encoberto pelos governos militares. Embora não tenham ocorridas alterações significativas na estrutura dos sindicatos, a Constituição Federal de 1988 representou uma substancial mudança nas relações entre governo, sindicatos e empresas.

Em estudo de duração das greves brasileiras no setor industrial, Pichetti (2002) verifica que independente da causa das paralisações, as que terminam com ganhos para os trabalhadores tendem a ter durações menores - sendo que as greves mais longas geralmente estão associadas a reivindicações salariais em que não há ganhos para os trabalhadores; ainda, as greves não salariais também tendem a ser mais longas. Utilizando o modelo de risco proporcional de Cox, verifica que maiores índices de emprego estão associados a greves mais longas, enquanto que a duração é função crescente do nível de emprego em praticamente toda a parte relevante da pesquisa.

² A sigla se refere às três cidades metropolitanas da denominada Grande São Paulo – Santo André, São Bernardo dos Campos e São Caetano – que concentram os principais pólos industriais do país.

De acordo com Zylberstajn (2005b), a Constituição de 1988 proibiu a interferência do Poder Público na atividade sindical, mantendo seu princípio de unicidade³ e resultando na criação de vários novos sindicatos. Os sindicatos têm o direito de realizar negociações coletivas representando os trabalhadores, mas a lei não assegura a representação no local de trabalho. Raras são as empresas que permitem a presença de sindicatos dentro de seus domínios. Em geral, as atividades de negociação coletiva ocorrem fora do ambiente de trabalho e estão ligadas à renovação anual dos acordos coletivos, salvo casos específicos. As negociações podem abranger tanto uma indústria como um estado todo, dependendo do setor que representa, pois são centralizadas nos ramos de atividade, mas não geograficamente.

Nesse contexto, esse estudo busca analisar a dinâmica das greves no Brasil, com ênfase no impacto da Constituição de 1988 sobre a duração das greves e sobre os resultados finais das reivindicações atingidos nos acordos. Na seqüência, a base de dados é descrita, assim como o tratamento dado às variáveis utilizadas em cada um dos modelos de estimação adotados.

³ Os sindicatos representam todos os trabalhadores de uma determinada área geográfica (denominada *base territorial*), sendo eles filiados ou não, sob o princípio da unicidade, segundo o qual somente pode existir um sindicato para cada categoria de trabalhadores em cada base territorial.

3 – DESCRIÇÃO DOS DADOS

A base de dados utilizada nesse estudo refere-se às greves urbanas deflagradas no Brasil entre 1983 e 1991, obtida no Consórcio de Informações Sociais (CIS)¹, com informações levantadas na pesquisa de Noronha (1998), baseada no levantamento de informações do Ministério do Trabalho e do Dieese, com informações das DRTs (MTe) dos Sindicatos (DIEESE) e da imprensa (ou ambos). Para as informações sobre desemprego, foi utilizado o índice de desocupação por setor – por se referir mais especificamente à categoria da empresa ou instituição em que ocorre a greve – da Fundação Getúlio Vargas (FGV) enquanto que o índice de inflação provém do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). O índice geral de preços – disponibilidade interna (IGP-DI) – é utilizado como índice de inflação. Além dessas variáveis, a amostra utilizada no estudo consiste de informações sobre a localização geográfica das greves (estados e regiões), o setor de atuação (comercial, industrial ou de serviços) e ainda se classificadas como greve de categoria². A amostra consiste em 11.600 observações, sendo as variáveis selecionadas apresentadas na tabela 1:

Tabela 1 – Variáveis utilizadas no estudo

Duração da greve	Indicador de greve de categoria
Número de grevistas	1ª reivindicação da greve
Ano em que a greve se inicia	Resultado da 1ª reivindicação
Mês em que a greve se inicia	Taxa de desemprego
Unidade de Federação de ocorrência da greve	Taxa de inflação
Setor de ocorrência da greve	

Fonte: Consórcio de Informações Sociais (CIS)

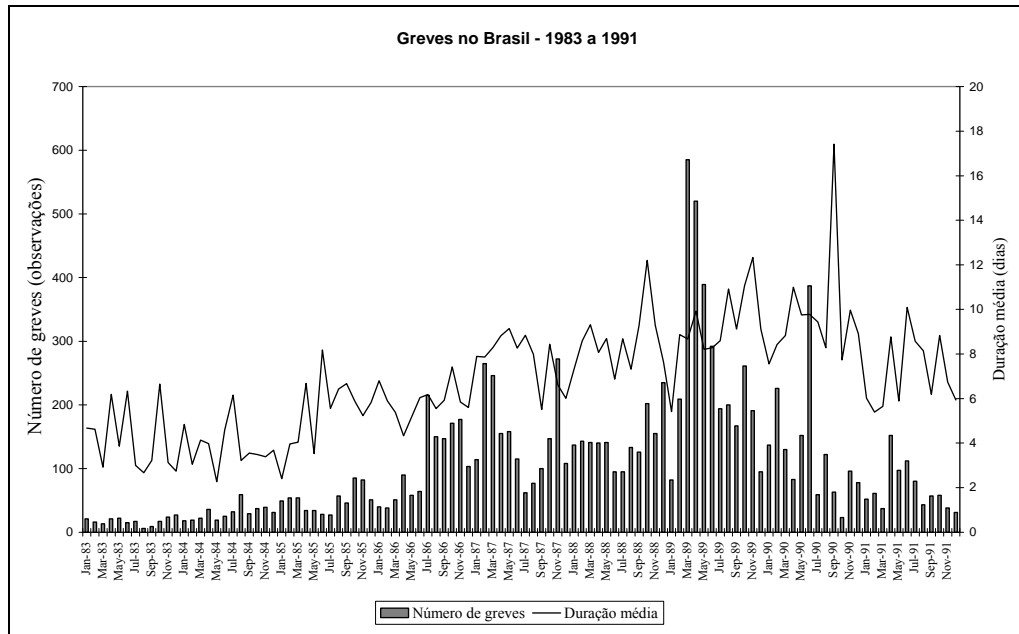
A primeira parte do estudo analisa os condicionantes da duração das greves. O gráfico 1 contém informações mensais sobrepostas das greves deflagradas entre os anos de 1983 e 1991, demonstrando o número total de paralisações (em valores absolutos de observações) e a duração média mensal (em dias). Observa-se que a tendência de ocorrência de greves aumenta consideravelmente ao longo do período, principalmente a partir do segundo semestre do ano de 1986, atingindo seu auge no primeiro semestre de 1989, passando

¹ O Consórcio de Informações Sociais é um sistema de informações científicas sociais brasileiras, com o objetivo de oferecer gratuitamente dados qualitativos e quantitativos resultantes de pesquisas. É mantido pelo Departamento de Sociologia da Universidade de São Paulo e pela Associação Nacional de Pós-graduação e Pesquisa em Ciências Sociais (ANPOCS), com suporte material e financeiro da USP e FAPESP.

² As greves de categoria são caracterizadas pelas paralisações que não são representadas especificamente por um grupo de trabalhadores de uma empresa, mas pelo conjunto de trabalhadores de empresas relacionadas a uma mesma categoria trabalhistas, geralmente associadas a um representante sindical que organiza e coordena as ações conjuntas. As greves de metalúrgicos, por exemplo, podem envolver funcionários de uma mesma categoria, mas de várias empresas montadoras de automóveis independentes.

então a reduzir seus valores mensais. Graficamente não há evidências de maiores variações nas deflagrações associadas aos meses ou períodos específicos do ano durante o tempo analisado.

Gráfico 1 – Número de greves mensais deflagradas e duração média



Fonte: Consórcio de Informações Sociais (CIS)

Em relação à duração média mensal das greves, é observada uma suave tendência crescente nos dias de paralisação até o primeiro semestre de 1989, quando passa a ser decrescente. Assim como no caso do número de greves deflagradas, os dados não demonstram maiores variações relacionadas a determinadas épocas do ano.

Na segunda parte do estudo são incluídas informações referentes à reivindicação principal dos grevistas. São considerados os casos em que as paralisações foram motivadas exclusivamente por fatores salariais – seja na forma de reajustes, aumentos, reposições, adicionais, gratificações, revisão de índices salariais ou demais categorias – e tiveram registro do resultado final das negociações.

A tabela 2 apresenta as respectivas reivindicações selecionadas³. Observa-se que das reivindicações que atendem esse critério, as negociações referentes a aumento, reposição, reajustes, participação nos lucros e relacionados a índices salariais representam quase 90% dos casos.

³ Devido ao fato de haver muitos casos sem informações (*missing values*) de resultados das negociações, a amostra utilizada se reduz para cerca de 2.800 observações.

Tabela 2 – Estatística descritiva do grupo de reivindicações (fatores salariais)

Tipo de negociação	Frequência	Percentual
Reivindicação de nova periodicidade de reajustes	20	0.72
Sistema de reajustes escalonados	19	0.68
Aumento, reposição, participações nos lucros e demais índices salariais	1441	51.56
Reajustes salariais em geral	1010	36.14
Abonos e antecipações	94	3.36
Reivindicações salariais	152	5.44
Adicionais por condição de trabalho	43	1.54
Gratificações, adicionais e abonos salariais	16	0.57
Total	2795	100

Fonte: Consórcio de Informações Sociais (CIS)

Para a criação de um ordenamento da variável dependente, foram selecionados os casos em que as negociações resultaram em uma das seguintes categorias: reivindicação atendida, parcialmente atendida, não atendida e promessa negada com o final da greve. Para a definição do ordenamento, foram consideradas as duas categorias iniciais e agrupando as duas últimas, representando o não atendimento das reivindicações. Assim, temos proporcionalmente os resultados atingidos nas negociações expressos por atendimento total (100% do valor solicitado), parcial (entre 0 e 100%) e não atendimento (0%). A tabela 3 apresenta as informações de cada categoria.

Tabela 3 – Estatística descritiva do resultado da 1ª reivindicação

Resultado	Frequência	Percentual
Totalmente atendida	972	34.78
Parcialmente atendida	1075	38.46
Não atendida	748	26.76
Total	2795	100

Fonte: Consórcio de Informações Sociais (CIS)

A frequência dos resultados das greves a cada ano é apresentada na tabela 4. Observa-se uma elevação do número de greves ao longo dos anos, atingindo o auge justamente após a promulgação da Constituição de 1988, devido à maior força dada ao movimento grevista.

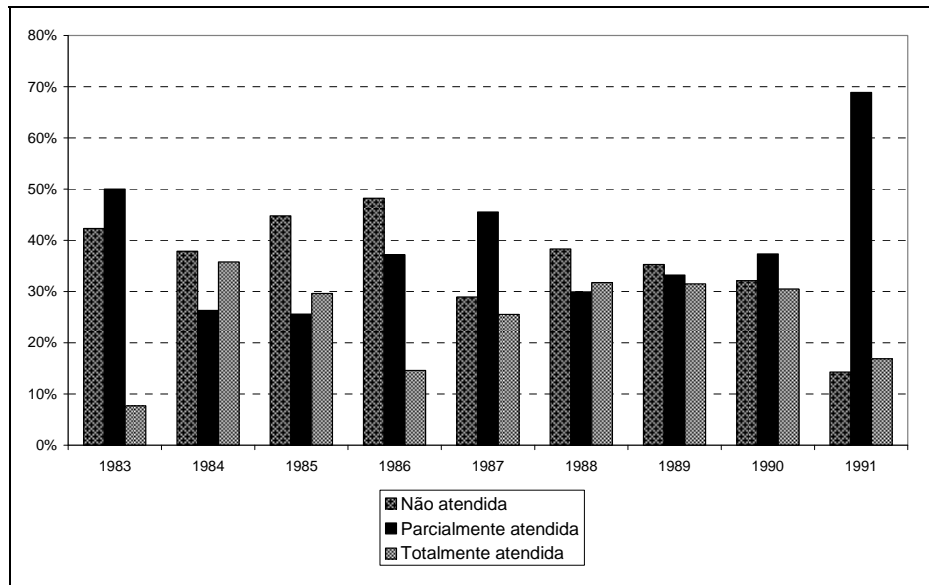
Tabela 4 – Frequência anual dos resultados das reivindicações – em valores absolutos

Resultados	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
Totalmente atendida	2	34	51	58	60	53	257	187	46
Parcialmente atendida	13	25	44	148	107	50	271	229	188
Não atendida	11	36	77	192	68	64	288	197	39
Total	26	95	172	398	235	167	816	613	273

Fonte: Consórcio de Informações Sociais (CIS)

Quanto aos resultados das reivindicações salariais das greves, o gráfico 2 apresenta os resultados proporcionais para os respectivos anos.

Gráfico 2 – Distribuição de freqüência dos resultados das greves



Fonte: elaborado pelo autor

Inicialmente as proporções das greves que resultaram em não atendimento das solicitações eram acentuadas, próximas ou acima de 40%, com tendência de redução gradual a partir de 1988. A proporção de atendimento total das reivindicações, que se manteve relativamente constante a partir de 1988, teve redução em 1991, mas compensada pela grande elevação da proporção de paralisações que terminaram com atendimento parcial das reivindicações. Se no período inicial do estudo havia uma situação adversa aos grevistas, a partir de 1988 o quadro se inverte, com tendência de elevação da proporção das greves encerradas com resultados favoráveis aos trabalhadores.

4 – METODOLOGIA

Para o desenvolvimento do estudo, a base de dados é ajustada inicialmente com a exclusão dos casos em que não há observações (*missing values*) para as variáveis selecionadas. Para duas variáveis será dada atenção especial em suas distribuições: duração e número de grevistas. Esse procedimento é necessário para evitar que informações com casos extremos sejam incluídos, prejudicando a interpretação dos resultados, mas mantendo a representatividade da amostra. Analisando a duração das greves, verifica-se que os dados variam de 1 a 211 dias¹, tendo uma frequência acumulada em torno de 75% para os casos de até 11 dias, 95% até 30 dias e 99% até 64 dias (Tabela 5); assim, é realizado um corte, considerando nesse estudo somente as greves com até 60 dias². De forma similar, o número de grevistas varia de 4 a 7.000.000, tendo uma frequência acumulada cerca de 50% para os casos até 450 grevistas, 80% até 2.500, 6.400 até 90% e 95% até 17.000 grevistas (Tabela 6); para a pesquisa, serão então considerados somente os casos com até 6.500 grevistas³.

Conforme podemos observar nas tabelas 5 e 6, duas características se destacam nas greves brasileiras: a baixa duração (com as paralisações de até 3 dias representando cerca de 40% dos casos) e o tamanho moderado (constituindo os casos de paralisações com até 100 grevistas representando pouco menos de 20% dos casos e com 450 grevistas mais da metade dos casos). Embora não haja um consenso na literatura referente, o primeiro caso pode ser justificado, em grande parte, em situações onde uma ameaça de greve não é considerada crível pelas empresas; quando efetivamente ocorrem as paralisações, as negociações, de forma mais efetiva, se iniciam, contribuindo para que os acordos sejam atingidos mais rapidamente. No segundo caso, as pesquisa procuram, através do tamanho das greves, avaliar o tipo de poder de barganha: se em geral as paralisações forem compostas por grande número de participantes, a força do movimento é caracterizado pelo maior nível de organização dos trabalhadores, geralmente associados a sindicatos; enquanto que as greves compostas por reduzido número de grevistas estão associadas a setores mais importantes da economia, caracterizados por menos funcionários e mais poder de negociação. O caso brasileiro pode ser caracterizado por se encontrar em uma situação intermediária.

¹ Excluídos os casos de greves de advertência, por serem caracterizadas por ter uma duração pré-determinada e não influenciada pelos condicionantes considerados nesse estudo.

² Representando 98.88% dos casos.

³ Representando 90.19% dos casos.

Tabela 5 – Frequência de duração das greves (em dias)

Duração	Observações	Percentual	Acumulado
1	2342	16.06	16.06
2	2310	15.84	31.91
3	1320	9.05	40.96
4	995	6.82	47.78
5	803	5.51	53.29
6	691	4.74	58.03
7	705	4.84	62.87
8	758	5.20	68.07
9	572	3.92	71.99
10	408	2.80	74.79
11	318	2.18	76.97
12	300	2.06	79.03
13	232	1.59	80.62
14	283	1.94	82.56
15	303	2.08	84.64
16	189	1.30	85.93
17	167	1.15	87.08
18	122	0.84	87.91
19	113	0.78	88.69
20	141	0.97	89.66
21	105	0.72	90.38
22 a 30	716	4.91	95.29
31 a 60	524	3.59	98.88
61 a 64	21	0.15	99.03
61 a 80	69	0.47	99.50
81 a 211	73	0.50	100.00

Fonte: Consórcio de Informações Sociais (CIS)

Tabela 6 – Frequência de número de grevistas (em valores absolutos)

Grevistas	Observações	Percentual	Acumulado
Até 50	1166	8.34	8.34
50 a 100	1411	10.09	18.43
101 a 200	2044	14.62	33.05
200 a 300	1264	9.04	42.09
301 a 450	1130	8.09	50.18
451 a 500	441	3.15	53.33
501 a 740	1373	6.67	60.00
741 a 1000	936	6.69	66.69
1001 a 1500	921	6.59	73.28
1501 a 2000	603	4.31	77.59
2000 a 2500	372	2.66	80.25
2501 a 4000	817	5.85	86.10
4001 a 6400	547	3.91	90.01
6401 a 17000	708	5.06	95.07
17000 a 90000	549	3.93	99.00
89001 a 7000000	140	1.00	100

Fonte: Consórcio de Informações Sociais (CIS)

De uma forma geral, a utilização do número de grevistas em modelos de análise de duração é feita de duas formas: através de seus valores totais (ou divididos em percentis ou ainda em faixas específicas) e em proporção em relação aos trabalhadores totais. O número ou faixas de grevistas é utilizado como uma *proxy* para o tamanho das firmas e instituições⁴, com o objetivo de verificar se a duração é influenciada pelo tamanho absoluto da paralisação; não apresenta um específico resultado esperado, pois depende das características das empresas ou instituições envolvidas na amostra e dos fatores institucionais – uma relação positiva entre grevistas/duração, por exemplo, pode indicar que menores setores têm maior poder de negociação devido a associação com sindicatos, enquanto que número elevado de grevistas pode tanto reduzir o tempo da greve (pela maior perda decorrente da paralisação, forçando os contratantes a chegar a um acordo) quanto elevar sua duração (principalmente pela maior dificuldade de comunicação quando não há um grupo representativo de negociantes). No segundo caso, proporção de grevistas em relação ao total de empregados (mais raro⁵, devido a registro incompleto de informações), busca-se verificar se a amplitude da paralisação afeta o tempo das greves. Em geral, tem como resultados esperados uma relação negativa, isto é, quanto maior o tamanho relativo da greve, maior a probabilidade de se atingir um acordo em menor tempo, embora os resultados possam ser influenciados pelos extremos (baixa relação grevistas/empregados possui fraco poder de negociação, assim como uma alta proporção favorece o lado dos grevistas) [Keenan (1997); Pérez et al. (2006); SINTET-UFU (2009)]. No caso deste estudo, na base de dados consta somente o número total de grevistas, não havendo referência sobre a proporção sobre o total de empregados.

Devido ao fato da distribuição da variável *número de grevistas* ter forte concentração à esquerda, a utilização de seus valores absolutos no modelo de Cox gera um coeficiente estimado de risco proporcional muito próximo da unidade, não possibilitando uma adequada interpretação de seus resultados. A alternativa adotada nesse estudo para contornar o problema foi a criação de variáveis *dummies*, representando faixas de número de grevistas, permitindo verificar a variação do risco proporcional de acordo com suas categorias. Inicialmente buscou-se dividir em percentis, testando sua representatividade no modelo de Cox. Com a utilização de 4 percentis (ou seja, criação de quartis) e de 5 (quintis) os resultados foram insatisfatórios: os coeficientes do modelo de Cox não se apresentaram significantes para algumas faixas de grevistas ou na realização dos testes Wilcoxon e *logrank*

⁴ Devendo assumir a hipótese de que a proporção de grevistas em relação ao número total de trabalhadores é representativo, pois caso contrário a paralisação não teria poder de negociação.

⁵ Embora algumas pesquisas utilizam os dois indicadores, como é o caso de Pérez et al. (2006).

demonstraram a violação da hipótese de risco proporcional – situações que sua utilização se torna inadequada. Para que a variável pudesse ser incluída, foi testada a criação de algumas faixas de grevistas que satisfizessem essas duas condições: significância estatística individual no modelo de Cox e suposição de risco proporcional. Dessa forma, as faixas de grevistas criadas que atenderam tais critérios foram de até 300 grevistas (em torno de 46% de frequência acumulada), de 300 a 1.000 (73,5%) e acima de 1.000; em todos os demais testes realizados, criando outras faixas definidas a partir de determinados percentis, pelo menos um dos critérios não foi atendido. A tabela 7 apresenta as informações de acordo com as faixas de grevistas definidas.

Tabela 7 – Estatística descritiva da variável *número de grevistas* – por faixa

Faixa de grevistas	Frequência	Percentual	Média	Desvio padrão
Até 300	5356	46.17	139.45	87.12
De 300 a 1000	3166	27.29	596.30	201.88
Acima de 1000	3078	26.53	2731.34	1438.92
Total	11600	100		

Fonte: elaborado pelo autor

Seguindo a metodologia adotada por Pérez et al. (2006), este estudo inclui variáveis independentes representando o índice de desemprego no período atual – considerado como variável controle para verificar os efeitos da variação do ciclo econômico na duração das greves – e o índice de inflação no período anterior – como *proxy* para a inflação esperada pelos sindicatos para as negociações contratuais, influenciando principalmente as reivindicações salariais.

Quanto às demais *dummies* definidas para o desenvolvimento do modelo, a tabela 8 apresenta seus percentuais em relação ao total da amostra:

Tabela 8 – Percentual das variáveis independentes binárias

Variável	Representação percentual
Dummy do Estado de São Paulo	43.34
Dummy de período pós Constituição de 1988	47.92
Dummy de setor industrial	49.23
Dummy de setor comercial	4.82
Dummy de setor de serviços	45.95
Dummy de greve de categoria	15.17

Fonte: elaborado pelo autor

A *dummy* referente ao estado paulista apresenta adequada representatividade, não apenas pelo seu percentual, mas principalmente pelo fato de ter sido local de deflagração das principais greves do país e dos principais movimentos sindicalistas no período. Como o objetivo principal do estudo é verificar o impacto das alterações institucionais devido à nova constituição em vigor, observa-se que a *dummy* relativa ao período pós-constitucional possui uma proporção significativa, representando quase metade da amostra. Quanto aos setores, observa-se que o industrial possui a maior proporção, com metade da amostra, o de serviços cerca de 46%, enquanto que o comercial responde apenas por menos de 5%. As greves de categoria representam apenas 15% do total.

A base de dados contém informações referentes a greves deflagradas em distintas empresas e instituições em todo o território nacional; dadas as diferenças regionais (geográficas e institucionais, por exemplo), não é razoável a suposição das informações apresentarem uma distribuição específica, justificando-se portanto a utilização da estimação semi-paramétrica de Cox; ainda, pelo fato das variáveis independentes incluídas no estudo não apresentarem dependência temporal, isto é, não sendo adequada a utilização do modelo com covariáveis variantes no tempo, não há o problema de especificação do modelo.

As duas variáveis contínuas utilizadas nas estimações estão na forma de taxas, representando os valores percentuais da inflação no mês anterior ao início das paralisações e do desemprego por setor no mês em que as greves foram deflagradas.

No segundo modelo econométrico o objeto de estudo é o resultado final das reivindicações, onde a variável referente ao período das paralisações (variável dependente na primeira parte do estudo) será tratada como explicativa. Entretanto, assim como no caso do *número de grevistas*, a *duração das greves* também apresenta forte distribuição à direita. Para obter uma interpretação mais específica dos resultados, a variável foi então dividida em faixas de duração, seguindo o critério de significância estatística. A utilização de percentis (quartis ou quintis) não se mostrou representativo no modelo logístico ordenado, sendo então criados intervalos que atendessem o critério; dessa forma, as faixas de duração mais representativas foram obtidas considerando as greves com até 3 dias de duração, de 4 a 10 dias e acima de 10. As demais faixas testadas, assim como as variáveis em valores logarítmicos, não apresentaram significativas. A tabela 9 apresenta as informações de acordo com as faixas de duração definidas.

Tabela 9 – Estatística descritiva da variável *duração das greves* – por faixa

Faixa de duração (dias)	Frequência	Percentual	Média	Desvio padrão
Até 3	980	35.06	2.00	0.79
De 4 a 10	1141	40.82	6.59	1.96
Acima de 10	674	24.11	19.64	9.40
Total	2795	100		

Fonte: elaborado pelo autor

Algumas limitações podem ocorrer nessa pesquisa devido às características da base de dados. As informações disponíveis sobre as greves deflagradas se referem principalmente aos indicadores das empresas e dados sobre duração e número de integrantes das greves. Uma mais completa análise poderia incluir, por exemplo, as condições em que as greves foram estabelecidas, possibilitando definir não somente suas causas, mas também as formas de se evitar as paralisações. Ainda, não constam registros dos níveis hierárquicos dos funcionários, da proporção de trabalhadores que efetivamente se aderiram ao movimento e a participação efetiva de sindicatos nos movimentos grevistas⁶. Por fim, dado que as greves por motivos salariais são decorrentes de não acordo entre as importâncias monetárias solicitadas pelos trabalhadores e oferecidas pelos empregadores, não há dados a respeito da diferença entre os valores envolvidos nas negociações ou os salários de mercado vigentes no início das paralisações. Embora a utilização de tais informações seja importante para uma análise mais detalhada da dinâmica das greves, esse estudo segue alguns padrões observados nas demais pesquisas relacionadas.

4.1 – Modelo econométrico

4.1.1 – Modelo de análise de duração

Os modelos de duração – também denominados modelos de sobrevivência – têm como fundamento a análise do tempo que uma determinada variável leva, a partir de um estado inicial, para atingir um outro estado. De uma forma geral, é um processo de análise de dados cuja variável de interesse é o *tempo até a ocorrência de um evento* – em que um *evento* essencialmente representa a transição para o novo estado.

Em análise de sobrevivência, a duração representa o tempo de vida de uma pessoa; no sentido econômico, a duração pode ser definida como o tempo que um indivíduo

⁶ Embora atualmente no Brasil se apresente, devido a imposições legais, uma expressiva participação de sindicatos nas negociações salariais na grande maioria das categorias trabalhistas.

(que pode ser representado por uma pessoa, família ou firma, por exemplo) leva até a ocorrência de um evento (como saída de desemprego do indivíduo ou da falência da firma).

Segundo Wooldridge (2001), os modelos de análise de duração tendem a analisar a função risco – definida como a probabilidade de ocorrência de um evento em um determinado período, desde que não tenha ocorrido até o período anterior. Em estudos econômicos, a função risco está geralmente condicionada a variáveis explicativas (covariáveis) observadas no início da duração.

De acordo com Colosimo (2006), a principal característica dos dados de duração é a possibilidade da presença de censura. As informações podem estar censuradas nas seguintes situações: os eventos não são observados, seja pelo fato do indivíduo deixar de ser acompanhado ao longo do tempo ou por não haver transição entre os estados durante o período do estudo (denominada censura à direita) ou quando o evento já ocorreu quando o estudo foi iniciado (censura à esquerda). De forma generalizada, a censura pode ser caracterizada como a circunstância na qual o tempo até que ocorra o evento não é totalmente observado; dessa forma, os modelos econométricos tradicionais não permitem a distinção entre os casos censurados e não censurados – e retirar os censurados da amostra causa o problema de viés de seleção – sendo os modelos de duração mais adequados para a análise dos dados.

A estimação da distribuição da variável dependente (duração) sem suposição sobre o formato de sua curva é um importante primeiro passo para análise da base de dados – denominada *análise não paramétrica*. A função utilizada para representar a distribuição é a função sobrevivência (complementar da função risco), definida como a probabilidade de não ocorrência de um evento em um determinado período, dado que ainda não ocorreu até o período anterior. A análise não paramétrica é realizada através dos estimadores de Kaplan-Meier, que analisa a probabilidade de sobrevivência a cada período de tempo – e tais informações são utilizadas para se definir a função sobrevivência e função risco. Porém, há duas principais desvantagens na análise não paramétrica: a primeira é que somente permite a comparação de um número limitado de grupos, representados por uma variável qualitativa, não permitindo lidar com variáveis quantitativas de controle; a segunda é que não possibilita observar o impacto de uma variável explicativa (grupos) enquanto controlada por outras variáveis independentes.

Para lidar com as desvantagens da análise não paramétrica, podem ser feitas suposições sobre a forma funcional de distribuição de probabilidade da variável dependente, resultando no denominada *análise paramétrica*. A grande vantagem da utilização do modelo

paramétrico é que permite observar o efeito de variáveis independentes – qualitativas e quantitativas – sobre a função risco, inclusive podendo captar o efeito de alterações dessas variáveis no tempo, ou seja, permitindo a suposição de dependência temporal das covariáveis. Porém, suas maiores desvantagens estão relacionadas à importância de sua correta especificação paramétrica, onde a consideração de inadequada distribuição funcional vai gerar resultados viesados (sendo a especificação correta muitas vezes não claramente determinável) e a possibilidade de analisar um limitado número de grupos, pois mesmo que a parametrização seja corretamente especificada, a distribuição deve ser comum a todos os grupos.

O método intermediário, que pode considerar aos aspectos positivos e negativos de cada técnica de estimação descritas, é denominado de *análise semi-paramétrica*, ou modelo de Cox. A grande vantagem é sua flexibilidade, não necessitando da suposição de específica forma funcional da distribuição da variável dependente (não limitando, portanto, a análise de um determinado número de grupos que seguem a mesma distribuição), possibilitando ainda a inclusão de variáveis independentes na estimação. A desvantagem é que as hipóteses relacionadas à suposição de dependência temporal não podem ser testadas, de forma que o modelo paramétrico gera estimações mais precisas (se corretamente especificada a distribuição).

Portanto, a definição de qual método de estimação é o mais adequado depende das características da base de dados e das hipóteses consideradas no desenvolvimento da análise.

4.1.1.1 – Modelo não paramétrico

A verificação da distribuição da variável dependente, sem maiores suposições sobre seu formato e sua relação com covariáveis, é uma importante análise inicial de um modelo de duração. Assim, partindo de um modelo não parametrizado, podemos representar as probabilidades de ocorrência de um evento para uma determinada duração específica, através dos estimadores de Kaplan-Meier e da representação de duas respectivas funções sobrevivência e risco.

Seja a duração expressa por $T \geq 0$, isto é, uma variável aleatória não negativa representando o tempo até a ocorrência do evento – que possui alguma distribuição populacional. Assumindo que T é uma variável contínua e que o evento ocorre com duração

t , a função de densidade de probabilidade (*pdf*) é definida como $f(t)$ e a função de distribuição acumulada (*cdf*) como:

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u) du, \quad t \geq 0 \quad (1)$$

A função sobrevivência – complemento da *cdf* – denotada por $S(t)$, é definida pela equação (2), representando a probabilidade de *sobrevivência* de uma pessoa além de um determinado período, isto é, a probabilidade de em evento de interesse não ocorrer com duração t . Então:

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t) = \int_t^{\infty} f(u) du \quad (2)$$

Assim, sendo $F(t)$ uma função probabilidade, a função sobrevivência $S(t)$ possui as seguintes características:

- apresenta valores no intervalo $[0,1]$, sendo uma função decrescente no tempo;

- quando $t = 0$, então $S(0) = 1$, isto é, o evento ainda não ocorreu para nenhum indivíduo, sendo a probabilidade de sobrevivência inicial igual a um.

Quando $t = \infty$, então $\lim_{t \rightarrow \infty} S(t) = 0$, ou seja, quando o período de estudo aumentar significativamente, a probabilidade de sobrevivência (evento ocorrer) é igual a zero.

Analisando as informações sobre duração através do risco, podemos determinar a taxa instantânea de ocorrência do evento – equação (3). Definida como função risco, expressa a taxa de falha condicional, isto é, a probabilidade do evento ocorrer no intervalo $(t, t + dt)$, condicionada à sua ocorrência até o tempo t .

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t)}{dt} \quad (3)$$

Para cada t , $h(t)$ é a taxa instantânea de falha (ocorrência do evento) no tempo t por unidade de tempo. A partir da equação (3), a função risco pode ser expressa em termos das funções de distribuição e de densidade de probabilidade da variável aleatória T . Sendo a função densidade de T dada por $f(t) = \frac{dF(t)}{dt}$, através da regra de probabilidade condicional, temos:

$$P(t \leq T < y + dt | T \geq t) = \frac{P(t \leq T < y + dt)}{P(T \geq t)} = \frac{F(y + dt) - F(t)}{1 - F(t)} \quad (4)$$

Sendo a função diferenciável, dividindo por dt e aplicando limite na equação, temos que:

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{F(t+dt) - F(t)}{dt} \frac{1}{1-F(t)} = \frac{f(t)}{1-F(t)} \quad (5)$$

Dessa forma, expressando a equação (5) em termos de função sobrevivência, a função risco é então representada por:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (6)$$

Note que a partir da equação (2) que a derivativa de $S(t)$ é igual a $-f(t)$. Podemos então reescrever a equação (6) como:

$$h(t) = -\frac{d \log S(t)}{dt} \quad (7)$$

Integrando de 0 a t e utilizando a condição $F(0)=0$, temos:

$$F(t) = 1 - \exp \left[- \int_0^t h(u) du \right] \quad (8)$$

Diferenciando, temos a densidade de T , dada por:

$$f(t) = h(t) \exp \left[- \int_0^t h(u) du \right] \quad (9)$$

Assim, analisando o formato da função sobrevivência, podemos obter a correspondente função risco – e vice-versa. As equações de equivalência entre $S(t)$ e $h(t)$ são então expressas por:

$$S(t) = \exp \left[- \int_0^t h(u) du \right] \quad (10)$$

$$h(t) = - \left[\frac{dS(t)/dt}{S(t)} \right] \quad (11)$$

A principal propriedade dos estimadores de Kaplan-Meier é que sendo um estimado de máxima verossimilhança da função sobrevivência, é fortemente consistente.

4.1.1.2 – Modelo semiparamétrico

Nas funções anteriormente consideradas, a função sobrevivência tem relevância por descrever diretamente a probabilidade de não ocorrência do evento no decorrer do tempo, enquanto que a função risco é uma medida de potencial instantâneo da ocorrência do evento.

Em aplicações econométricas, uma das vantagens da utilização da função risco é a probabilidade de condicioná-la a variáveis explicativas – denominadas covariáveis.

Apesar dos períodos de duração geralmente iniciarem em diferentes datas, o modelo segue a especificação de análise transversal, pois permite a inclusão de indicadores para diferentes inícios das covariáveis, possibilitando dessa forma controlar para diferenças sazonais na distribuição da duração.

Uma importante categoria de modelos de duração com regressores não variáveis no tempo é o *modelo de risco proporcional*, que pode ser escrito como:

$$h(t; x) = \kappa(x)h_0(t) \quad (12)$$

Onde $k(\cdot) > 0$ é uma função não negativa de x e $h_0(t) > 0$ é o denominado *risco base*, isto é, o risco comum a todos os indivíduos da amostra, sendo que as funções risco individuais diferem proporcionalmente de acordo com a função $k(x)$ – que pode ser parametrizada como $k(x) = \exp(x\beta)$, de forma que a equação 12 seja reescrita como:

$$h(t; x) = h_0(t)\exp(x\beta) \quad (13)$$

Podendo ainda ser expressa por:

$$\log h(t; x) = x\beta + \log h_0(t) \quad (14)$$

Onde β_j mede a semi-elasticidade do risco em relação a x_j ⁷.

A equação 13 representa o *modelo de risco proporcional de Cox*, que expressa o risco como produto do risco base e da expressão exponencial da função linear dos regressores; o modelo é desenvolvido através de estimadores parciais de máxima verossimilhança, que não requerem a estimação de $h_0(t)$. Sua característica é que o risco base é uma função de t , mas não do vetor x , enquanto que a expressão exponencial depende de x , mas não de t .

Uma importante propriedade do modelo de Cox é que se o vetor x for igual a zero, a equação se reduz ao risco base – razão pela qual $h_0(t)$ recebe essa denominação, pois representa a função risco inicial, anterior à consideração do vetor de covariáveis⁸. O tratamento não paramétrico do risco base, combinado com uma representação paramétrica dos efeitos das covariáveis torna o modelo de Cox um modelo *semiparamétrico*.

⁷ Se a covariável estiver expressa em logaritmo, então β_j denota a elasticidade do risco em relação a x_j

⁸ $h(t, x) = h_0(t)e^{\sum_{i=1}^p x_i \beta_i}$

Se $x_1 = \dots = x_p = 0$, então:

$h(t, x) = h_0(t)e^0$

$h(t, x) = h_0(t)$: função risco base

A partir da função risco do modelo de Cox, podemos obter curvas de sobrevivência que ajustam as variáveis explicativas – denominadas curva de sobrevivência ajustada – expressa por:

$$S(t, x) = [S_0(t)] \exp(x\beta) \quad (15)$$

Quando consideramos covariáveis constantes no tempo, a função risco é definida de forma a incluir o vetor x de variáveis explicativas. Nesse modelo, podemos considerar tanto as variáveis que são constantes no tempo (como é o caso do sexo ou da raça de um indivíduo ou o setor em que uma firma está inserida) como variáveis que, embora sofram variações, sejam relativamente não significativas, podendo ser tratadas como se fossem constantes (como a idade do indivíduo ou o número de funcionários de uma empresa no curto prazo, por exemplo). Assim, a função risco condicionada, no tempo t , é definida como:

$$h(t; x) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t, x)}{dt} \quad (16)$$

De maneira equivalente ao modelo sem covariáveis, a função risco está relacionada às funções densidade de probabilidade e densidade acumulada, agora condicionais ao vetor x . Então, sendo $F(\cdot | x)$ diferenciável e $f(\cdot | x)$ a densidade de T para dado x , temos:

$$h(t; x) = \frac{f(t | x)}{1 - F(t | x)} \quad (17)$$

A vantagem do modelo de risco proporcional de Cox é que, embora a função risco não seja especificada, apresenta resultados robustos, ou seja, os resultados são aproximações significativas dos resultados do correto modelo paramétrico; por exemplo, se o correto modelo for especificado por uma distribuição Weibull, então utilizando o modelo Cox os resultados obtidos serão comparáveis aos obtidos por um modelo paramétrico através de uma Weibull.

Segundo Kleinbaum (2005), é preferível utilizar um modelo paramétrico se tivermos a certeza de sua distribuição; embora haja vários métodos de se verificar o grau de ajustamento de um modelo, podemos não estar completamente seguros a respeito de qual é o mais adequado – e a utilização do modelo de Cox dará resultados suficientemente confiáveis, pois não necessita de sua distribuição específica.

Ampliando o modelo para considerar o efeito de covariáveis variantes no tempo sobre a função risco, a especificação da duração T não deve mais estar condicionada a covariáveis em somente um período, mas incluir a função temporal das variáveis não

constantes no tempo. Essa situação geralmente ocorre quando uma covariável tem seu valor alterado em um determinado momento ou ao longo do período de duração analisado.

Considere então $x(t)$ o vetor de regressores no tempo t e a trajetória no tempo do vetor de covariáveis denotada por $X(t)$. A função risco condicional a t será:

$$h[t; X(t)] = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P[t \leq T < t + dt \mid T \geq t, X(t + dt)]}{dt} \quad (18)$$

A distinção entre os efeitos das covariáveis e da variação no tempo pode não ser muito precisa, especialmente na identificação dos efeitos que são altamente colineares com o tempo, sendo necessário identificar a trajetória de cada variável do modelo. O desenvolvimento do modelo de duração deve incorporar, portanto, tanto a presença de um conjunto de covariáveis que podem ser constantes ou variantes no tempo e a possibilidade de que o efeito temporal não seja proporcional – em que certas covariáveis possam ter um grande impacto na função risco no curto prazo, mas ter um impacto não significativo no médio ou longo prazo.

Um modelo de risco proporcional com covariáveis variantes no tempo pode ser então generalizado da seguinte forma:

$$h[t; x(t)] = \kappa[x(t)]h_0(t) \quad (19)$$

Ainda, a função multiplicativa do risco base pode ser expressa por $k(x) = \exp[X(t)\beta]$, sendo a equação 19 expressa por:

$$h[t; X(t)] = h_0(t)\exp[X(t)\beta] \quad (20)$$

Quando covariáveis variantes no tempo são consideradas, o modelo de Cox ainda pode ser utilizado, mas não mais satisfaz a suposição de risco proporcional – sendo denominado *modelo ampliado de Cox* – pois a razão das funções de risco no tempo t para dois indivíduos i e j é representada por:

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \exp[x_i(t)\beta - x_j(t)\beta] \quad (21)$$

que é dependente no tempo. A interpretação dos coeficientes β do modelo deve considerar o tempo t , onde cada coeficiente β_l , para $l = 1, \dots, p$ pode ser interpretado como o logaritmo da razão de riscos, cujo valor da l -ésima covariável no tempo t difere da unidade quando os valores das outras covariáveis são constantes no tempo.

4.1.1.3 – Modelos paramétricos

Na seção anterior o desenvolvimento do modelo de duração não considerava uma distribuição específica da duração, sendo a função risco somente em função do tempo, de forma não-paramétrica. O formato preciso da função risco varia de acordo com as características dos dados, podendo ser crescente no tempo (dependência de duração positiva), decrescente (dependência de duração negativa), constante ou uma combinação em que o risco cresce ou decresce em função do tempo. A utilização de uma função paramétrica do modelo tem como pressuposto a atribuição de uma específica distribuição do risco, assumindo, portanto, um determinado formato da função risco.

Alguns cuidados devem ser tomados para considerar a parametrização de um modelo, principalmente na verificação da correta relação de dependência temporal. Por exemplo, quando não há covariáveis a observação da função risco de um modelo não paramétrico pode ser uma boa referência, pois pode ser comparada com o formato da mesma função de modelos paramétricos; porém, com a introdução de covariáveis no modelo, o formato da função risco se altera, não sendo mais equivalente com o modelo sem covariáveis – ou seja, com a inclusão de covariáveis, os modelos não-paramétricos podem não ser mais equivalentes à especificação parametrizada. Ainda, não se pode determinar previamente a distribuição do modelo paramétrico a partir das características das covariáveis incluídas no modelo (principalmente no caso de múltiplas covariáveis); se tivermos, por exemplo, uma covariável que na teoria é monotonicamente decrescente no tempo, um modelo paramétrico que ajusta a função risco monotonicamente pode não ser a melhor especificação – decorre do fato da dependência temporal indicar como a função risco se altera no tempo *após* condicionar as covariáveis.

Os modelos paramétricos diferem não apenas em relação à suposição do formato da função risco, mas também do ajuste da função sobrevivência para os efeitos das covariáveis no modelo de risco proporcional e do tempo de falha acelerado; a interpretação dos parâmetros difere entre os modelos, sendo o primeiro geralmente utilizado na comparação de riscos, enquanto que o segundo na comparação de tempos de sobrevivência.

No modelo de risco proporcional, a taxa de risco é uma função multiplicativa do risco base – razão pela qual o modelo também é denominado de risco multiplicativo – podendo ser expresso da seguinte forma:

$$h(t_j) = h_0(t)g(x_j) \quad (22)$$

Onde $g(x_j)$ é uma função não negativa das covariáveis. A função $h_0(t)$ pode ser não especificada (resultando em um modelo de risco proporcional de Cox) ou ter um específico formato paramétrico.

A propriedade de risco proporcional indica que a diferença absoluta em X implica em diferenças proporcionais na taxa de risco a cada período, isto é, a suposição do modelo é que o efeito das covariáveis é fixo ao longo do tempo. Para algum $t = \bar{t}$, a razão de risco entre duas unidades i e j , com vetores de características X_i e X_j , é expressa por:

$$\frac{h(\bar{t}, X_i)}{h(\bar{t}, X_j)} = g(X_i - X_j) \quad (23)$$

A equação (23) indica que a taxa de risco base para a unidade i é $g(X_i - X_j)$ vezes diferente da unidade j . Ainda, demonstra que a diferença proporcional nas taxas de risco das duas unidades é fixa no tempo.

Por sua vez, no modelo de tempo de falha acelerado o logaritmo natural do tempo de sobrevivência é uma função linear das covariáveis, expresso por:

$$\ln(t_j) = X_i \beta + z_j \quad (24)$$

Onde X_i é o vetor de covariáveis, β é o vetor de parâmetros e z_j é o termo erro, com densidade $f(\cdot)$. A distribuição do erro determina o modelo paramétrico da regressão. A tabela 10 indica a relação entre as suposições de distribuição do erro e o respectivo modelo paramétrico de tempo de falha acelerado.

Tabela 10 – Distribuição do erro e modelo paramétrico de tempo de falha acelerado

Distribuição de z_j	Distribuição de t_j
Valor extremo (1 parâmetro)	Exponencial
Valor extremo (2 parâmetros)	Weibull
Logística	Log-logística
Normal	Log-normal
Log Gama	Gama generalizado

Fonte: Rodríguez (2005)

A função do modelo de tempo acelerado é alterar a escala de tempo, por um determinado fator. Dependendo do fator ser maior ou menor que a unidade, o tempo será acelerado ou desacelerado. Para se determinar esse fator, aplicando exponencial na equação 24, temos:

$$t_j = \exp(X_i \beta) t_{0j} \quad (25)$$

Onde γ_j é definido como o fator do efeito multiplicativo das covariáveis. Assim, se um indivíduo sujeito a um risco base possui uma probabilidade de sobrevivência em t igual a $S(t)$, com correspondente efeito multiplicativo γ_j , então o tempo até a ocorrência do evento será $\gamma_j t_j$. Por exemplo, considerando dois grupos de indivíduos, grupo 0 (grupo de referência) e grupo 1 (grupo de estudo), com funções sobrevivência denotadas por $S_1(t)$ e $S_0(t)$, respectivamente; segundo o modelo de tempo acelerado, teremos então $S_1(t) = S_0(t/\gamma)$, isto é, a probabilidade de não ocorrência do evento no instante t para um indivíduo do grupo 1 é exatamente a mesma probabilidade de não-evento para um indivíduo do grupo 0 em t/γ - portanto, γ_j é uma taxa de tempo de sobrevivência correspondente a algum valor fixo de $S(t)$.

Para a apresentação dos modelos paramétricos de duração, o parâmetro λ é reparametrizado em termos das variáveis regressoras e dos parâmetros da regressão, sendo o parâmetro p (utilizado na determinação do formato das funções) mantido constante. Na tabela 11, são então apresentadas as funções risco e sobrevivência (e sua respectiva parametrização) das principais distribuições paramétricas para os modelos de duração.

Tabela 11 – Funções risco e sobrevivência de modelos paramétricos

Modelo paramétrico	Função risco	Função sobrevivência	Parametrização
Weibull	$\lambda p t^{p-1}$	$e^{-\lambda t^p}$	$\lambda_i = e^{X_i \beta}$
Exponencial	λ	$e^{-\lambda t}$	$\lambda_i = e^{X_i \beta}$
Log-logística	$\frac{\lambda p (\lambda t)^{p-1}}{1 + (\lambda t)^p}$	$\frac{1}{1 + (\lambda t)^p}$	$\lambda_i = e^{-X_i \beta}$
Log-normal	$\frac{1}{t \sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left\{\left\{\frac{-1}{2\sigma^2} [\ln(t) - \mu]^2\right\}\right\}$ $1 - \Phi\left\{\frac{\ln(t) - \mu}{\sigma}\right\}$	$1 - \Phi\left\{\frac{\ln(t) - \mu}{\sigma}\right\}$	$\mu_i = X_i \beta$
Gompertz	$\lambda \exp(\gamma t)$	$\exp\{-\lambda \gamma^{-1} (e^{\gamma t} - 1)\}$	$\lambda_i = e^{X_i \beta}$
Gama generalizado		$1 - I_k(\lambda t)$	$\lambda_i = e^{-X_i \beta}$

Fonte: Stata Reference Manual (2007)

O modelo com distribuição Weibull é mais geral, pois permite modelar os dados para taxas de risco monotônicas, crescentes ou decrescentes exponencialmente. O parâmetro

p determina o formato da função: se $p > 1$, o risco é monotonicamente crescente com o tempo; se $p = 1$ o risco é constante (reduzindo-se ao modelo exponencial) e se $p < 1$ o risco é monotonicamente decrescente.

O modelo exponencial é um caso especial do modelo Weibull⁹, onde a suposição é de que o risco seja constante ao longo do tempo. Existe certa equivalência com o modelo log-linear de Poisson – ambos consideram constante a taxa de risco, sendo que se os dados forem estruturados de forma a haver agregação dos casos e do tempo de duração para determinados conjuntos de covariáveis, o modelo de Poisson vai gerar parâmetros estimados equivalentes aos de modelo exponencial de risco proporcional.

O modelo de distribuição log-logística é implementado somente na forma de tempo acelerado, não incorporando o modelo de risco proporcional, sendo que o logaritmo natural do tempo segue uma distribuição logística. Se $p \leq 1$, o risco é decrescente no tempo; se $p > 1$ a função risco é unimodal (inicialmente crescente até atingir um ponto máximo, tornando-se então decrescente).

Similar ao modelo log-logístico, o modelo de distribuição log-normal somente assume a forma de tempo acelerado, não sendo válida a forma de risco proporcional. O logaritmo natural do tempo segue uma distribuição normal, sendo suas funções risco e sobrevivência sendo expressas não apenas em função de parâmetros, mas também em termos de integrais. O formato da distribuição log-normal é similar ao da distribuição log-logística, exibindo taxas de risco não monotônicas e unimodais.

O modelo de Gompertz é um modelo de risco proporcional que pode ser expresso de forma similar ao de Cox, exceto que o risco base é especificado como o risco da distribuição de Gompertz contendo um parâmetro γ que determina o formato da função. O parâmetro γ é estimado pelo modelo, sendo que se $\gamma > 0$ o risco é monotonicamente crescente com o tempo; se $\gamma < 0$ o risco é monotonicamente decrescente e se $\gamma = 0$ a função risco se torna constante, reduzindo-se então ao modelo exponencial.

O modelo de distribuição gama não possui uma expressão específica para a função sobrevivência, sendo definida através da utilização de algoritmo. Para o desenvolvimento de um modelo paramétrico de duração, é desenvolvido o modelo gama generalizado, sendo sua função densidade representada por:

⁹ O modelo Weibull pode ser então utilizado para testar se o modelo exponencial é apropriado.

$$f(t) = \frac{\lambda p (\lambda t)^{p\kappa-1} e^{-(\lambda t)^p}}{\Gamma(\kappa)} \quad (26)$$

Uma característica importante dessa distribuição é que sua função risco possui grande flexibilidade, sendo outros modelos paramétricos especificados seus determinados casos especiais, como a distribuição Weibull quando $\kappa = 1$, exponencial quando $\kappa = p = 1$, log-normal quando $\kappa = 0$ e gama quando $p = 1$. Assim, o modelo pode ser utilizado para testar se a utilização de algum outro modelo paramétrico é apropriada.

4.1.1.4 – Extensão do modelo: risco múltiplo

Os modelos descritos anteriormente consideravam a ocorrência de apenas um evento, com a transição entre dois estados – a partir de uma situação inicial, o indivíduo somente poderia passar a outro específico estado. Esta seção amplia a discussão, analisando a inclusão de distintos estados. Em um método de destinos múltiplos, quando somente um dos diferentes tipos de evento pode ocorrer, suas probabilidades são denominadas *risco múltiplo* ou *risco competitivo*.

O modelo inicial caracterizava a duração com o tempo até a ocorrência de um evento específico, como o término do período de desemprego representado pela obtenção de emprego. A consideração de risco múltiplo permite a inclusão de mais de um evento possível, como o desemprego de um indivíduo ser seguido pela obtenção de emprego formal (podendo ser subdividido em sua área de atuação ou em outro ramo de atividade), ingresso no trabalho informal, início de atividade autônoma ou sua saída da força de trabalho para ampliação de seu capital humano ou aposentadoria. Similarmente, a análise de uma firma pode ser representada pelo tempo que a mesma leva até a ocorrência de um dos seguintes eventos: necessidade de empréstimo no sistema financeiro, estabilidade econômica (equilíbrio entre receitas e despesas, sem financiamento externo) ou encerramento de suas atividades.

Um dos objetivos do modelo de risco competitivo é verificar a relação entre as características dos indivíduos e a probabilidade de ocorrência de um evento, dentre os possíveis. Os eventos (ou destinos) devem ser mutuamente exclusivos e exaurir as demais possibilidades. Assim, deve ser possível a comparação de taxas de risco para dois ou mais eventos, controlados para determinadas características (variáveis independentes selecionadas).

Uma forma de descrever uma situação envolvendo k riscos, sendo $k = 1, \dots, K$, é associar cada risco com um respectivo tempo de falha T_k . Os T períodos são especificados

como os tempos de falha se outros riscos não estivessem presentes, também referidos como tempos latentes de falha. Com a presença simultânea dos K riscos, o tempo de falha do sistema é representado por $T = \min\{T_1, \dots, T_K\}$, garantindo a unicidade e exclusão dos demais eventos.

A distribuição marginal de T é representada pela função de distribuição acumulada:

$$F(t) = P(T \leq t) = \sum_{k=1}^K F_k(t) \quad (27)$$

A função de sobrevivência pode então ser expressa conforme a equação 2, como $S(t) = 1 - F(t)$. De forma alternativa, utilizando um conjunto de variáveis *dummy* $\{D_k\}_{k=1}^K$ associadas a cada evento (com valor um se o evento k ocorre e zero caso contrário), podemos expressar a função risco associada a cada evento k como:

$$h_k(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt, D_k = 1 | T \geq t)}{dt} \quad (28)$$

A equação demonstra a probabilidade de k ocorrer, dada a não ocorrência de nenhum evento até o instante t . É também denominada *função risco específica* ou *intensidades de transição* para o estado k . A função risco é então expressa pela soma das intensidades de transição, ou seja, o risco no período t é a soma dos riscos específicos da ocorrência do evento k no período t . A relação entre a função risco e as intensidades de transição é expressa por:

$$h(t) = \sum_{k=1}^K h_k(t) \quad (29)$$

Definindo a distribuição marginal de k como:

$$\pi_k = \lim_{t \rightarrow \infty} F_k(t) \quad (30)$$

Considerando a ocorrência do evento, temos então π_k representando que o resultado seja o evento específico k . Para definir a relação entre π_k e a função risco específica ($h_k(t)$), temos que $S(t)$ define a probabilidade de não ocorrência do evento até o período t e $h_k(t)dt$ a probabilidade de ocorrer o evento k no período subsequente – no intervalo $(t, t + dt)$ – dado que o evento ainda não ocorreu até o instante t . Então, o produto das duas expressões define a probabilidade de ocorrência do evento k no período $(t, t + dt)$, através da equação:

$$P(k; t, t + dt) = S(t)h_k(t)dt \quad (31)$$

Integrando no tempo, temos então a fração das ocorrências que resultaram no evento k , expressa por:

$$\pi_k = \int_0^{\infty} S(u)h_k(u)du \quad (32)$$

Segue ainda que a intensidade de transição para k considera a função risco condicionada a ocorrer o evento resultante k . Se no modelo inicial a função risco é definida como a razão entre a função densidade de T e a função sobrevivência (ver equação 6), no modelo de risco múltiplo a função risco condicional é representada por:

$$h_k(t) = \frac{f_k(t)\pi_k}{S(t)} \quad (33)$$

Para definir a função sobrevivência, seja $F_k(t)$ e $f_k(t)$ respectivamente as funções distribuição e densidade correspondentes e $S_k(t)$ a função sobrevivência condicional, isto é, a probabilidade de sobrevivência (não evento) até o período t , dado que quando o evento ocorre, o resultado é k . Então, sendo $\pi_k S_k(t)$ a probabilidade de sobrevivência em t associada à ocorrência do evento k , temos que a soma em relação aos k eventos resulta na função sobrevivência expressa por:

$$S(t) = \sum_{k=1}^K \pi_k S_k(t) \quad (34)$$

Considerando as funções densidade de probabilidade de $\{D_k\}$ e T , a probabilidade de um evento k ocorrer no período subsequente ao tempo t pode ser expressa reescrevendo a equação (30), utilizando as equações (10) e (28), da seguinte maneira:

$$P(k; t, t + dt) = h_k(t) \exp \left\{ - \int_0^t \sum_{k=1}^K h_t(u) du \right\} dt \quad (35)$$

Portanto, temos que no modelo de risco múltiplo as intensidades de duração de cada destino são as funções dos K períodos latentes de sobrevivência, sendo o tempo até o evento e o evento específico resultante sendo determinados pelo menor destes períodos latentes.

4.1.2 – Modelo com variável dependente categórica ordenada

Para modelar o resultado das reivindicações dos grevistas, sendo a variável dependente caracterizada por apresentar uma ordenação de seus valores, será realizada a

estimação através do modelo logístico ordenado, extensão do modelo binário. De acordo com Long e Freese (2006), os modelos de regressão para variáveis dependentes binárias permitem analisar como determinados fatores influenciam a probabilidade de ocorrência de um determinado evento. Sendo o modelo não linear, a magnitude das variações nas probabilidades dos resultados associados com uma alteração em umas das variáveis independentes depende do nível do conjunto total de variáveis independentes.

Assumindo uma variável latente y^* , com valores no intervalo $(-\infty, \infty)$, o modelo de escolha binária apresenta relação com o conjunto de variáveis independentes X_i através da expressão:

$$y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i \quad (36)$$

Onde a relação entre a variável dependente y e a variável latente y^* é expressa através da seguinte equação:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (37)$$

Assim, são observados valores positivos de y^* quando $y = 1$, e valores negativos ou nulos quando $y = 0$. A idéia por trás da variável latente é um *escore de propensão*, subjacente a um estado observado, que não pode ser diretamente observado, mas que reflete características dos indivíduos considerados.

Comparando as equações 36 e 37 e aplicando a função probabilidade:

$$\Pr(y = 1) = \Pr[\varepsilon_i > -(X_i\beta)] \quad (38)$$

A equação demonstra que a probabilidade depende da distribuição do termo ε . Considere, por exemplo, a ocorrência de um evento em que a variável observável dependente adquire valor unitário se ocorrer e zero caso contrário – a probabilidade de um evento ocorrer é definida como:

$$\Pr(y = 1 | X) = F(X\beta) \quad (39)$$

Onde $F(\cdot)$ é a função densidade acumulada de ε e os valores de y são realizações de um processo binomial com probabilidades dadas pela equação 38. Então a função de máxima verossimilhança é expressa por:

$$L = \prod_{y_i=0} F(-X_i\beta) \prod_{y_i=1} [1 - F(-X_i\beta)] \quad (40)$$

Observa-se que as probabilidades dependem da distribuição do termo ε . Dois casos são geralmente considerados. Se assumirmos que o termo estocástico tem distribuição normal com $Var(\varepsilon)=1$ e média zero, temos o modelo binário probit, representado por:

$$P(y = 1 | X) = \int_{-\infty}^{\alpha + X\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \quad (41)$$

De forma alternativa, assumindo que o termo estocástico ε for logisticamente distribuído, variância $\pi^2/3$, temos o modelo binário logit expresso por:

$$P(y = 1 | X) = \frac{\exp(\alpha - X\beta)}{1 + \exp(\alpha - X\beta)} \quad (42)$$

Um aspecto fundamental relativo à identificação dos modelos com variável latente é o valor tomado pela variância do termo estocástico. No modelo de regressão binária, devido ao fato da variável latente não ser observada, o valor de $Var(\varepsilon)$ deve ser assumido – o modelo não segue uma especificação definida, a menos que seja feita alguma suposição a respeito da distribuição dos erros. Se diferentes valores forem considerados, serão alterados os valores dos coeficientes estruturais das estimações. Entretanto, a definição da variância do erro não afeta os valores estimados das probabilidades e a proporção dos resultados da variável latente, somente a amplitude e o formato da distribuição.

No desenvolvimento desse estudo, utiliza-se uma das extensões desse modelo, onde assumimos o caso em que a variável dependente não possui apenas dois valores (binária), mas adquire mais de duas categorias. Especificamente, considera-se a variável dependente como categórica ordenada, caracterizada por apresentar um *ranking* natural de suas categorias.

Na literatura econômica, os modelos que apresentam a variável dependente ordenada incluem as especificações de *logit* e *probit* ordenados, incluindo algumas generalizações e extensões. Estudos de escolha ordenada foram desenvolvidos inicialmente por Aitchison e Silver (1957) e Snell (1964) e em sua forma moderna por McElvey e Zavoina (1975), com utilização ampliada para várias áreas, tendo as maiores concentrações nas ciências sociais e biológicas. Nos estudos desenvolvidos por Aitchison e Silver (1957) há uma correspondência subjetiva na análise, não um processo evidente de regressão baseado em análise de base de dados, com especificação através de uma equação com coeficientes estimados. Por outro lado, Snell (1964) inicia o desenvolvimento de seu modelo considerando que há uma escala contínua de categorias representada por intervalos; embora também não desenvolva um modelo de estimação, faz referência aos valores de corte (também definidos

como parâmetros *threshold*) que representam os efeitos individuais nos resultados. O desenvolvimento de um modelo de variável latente para representar a ordenação de resultados foi proposto por McElvey e Zavoina (1975), através de um modelo probit ordenado, analisando variáveis que representavam escolhas não quantitativas, mas categorias ordenadas de resultados. [Greene e Hensher (2008)].

Atenção especial deve ser dada à estrutura da variável dependente, devendo justificar sua caracterização como resultado de um ordenamento. Variáveis ordenadas geralmente resultam de limitações de disponibilidade de informações que requerem a categorização de uma variável que poderia ser, em princípio, medida em um intervalo de escala. São codificadas como números inteiros consecutivos, de um até o número total de categorias.

De acordo com Greene e Hensher (2008), a fundamentação do ordenamento da variável dependente deve satisfazer as seguintes hipóteses:

- (i) As classes (ou categorias) devem ser ordenadas, mutuamente exclusivas e exaustivas;
- (ii) As respostas a um aumento nos valores das variáveis independentes devem ser sistemáticas, no seguinte sentido: se um determinado valor δ for observado para a variável explicativa e o resultado observado for a categoria m , então um valor maior que δ deve ser necessário para se resultar na categoria $m + 1$.

A primeira hipótese segue da definição da variável dependente. A segunda demonstra a relação direta entre os valores das variáveis independentes e as categorias, resultantes, de forma que, se a relação entre as variáveis for positiva (coeficiente maior que zero) para elevações graduais de δ teremos sempre os resultados observados em uma categoria igual ou superior – o inverso é válido para a relação negativa.

No modelo ordenado, utiliza-se uma variável latente y^* não observada e um mecanismo de limite ou pontos de corte. O modelo é expandido para dividir y^* em J categorias ordenadas, da seguinte forma:

$$y_i = m \text{ se } \tau_{m-1} \leq y_i^* < \tau_m, \text{ para } m = 2, \dots, J - 1 \quad (43)$$

O intercepto α não está presente na equação – assume valor igual a zero, para identificar o modelo – onde os pontos de corte τ_m representam os interceptos de cada categoria da variável ordenada. Tais pontos de corte τ_1 a τ_{J-1} são estimados, assumindo que

$\tau_0 = -\infty$ e $\tau_J = \infty$. A relação entre a variável dependente e a variável latente pode então ser expressa da seguinte forma:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } \tau_0 = -\infty \leq y_i^* < \tau_1 \\ 2 & \text{se } \tau_1 \leq y_i^* < \tau_2 \\ 3 & \text{se } \tau_2 \leq y_i^* < \tau_3 \\ \vdots & \\ J & \text{se } \tau_{J-1} \leq y_i^* < \tau_J = \infty \end{cases} \quad (44)$$

A probabilidade de um resultado não observado, para um dado valor de X é a área sob o par de pontos de corte equivalentes. Portanto, a probabilidade de termos $y_i = m$ para dados valores das variáveis independentes corresponde à região da distribuição onde y^* se encontra entre τ_{m-1} e τ_m , ou seja:

$$\begin{aligned} \Pr(y = m | X) &= \Pr(\tau_{m-1} \leq y^* < \tau_m | X) \\ &= F(\tau_m - X\beta) - F(\tau_{m-1} - X\beta) \end{aligned} \quad (45)$$

Utilizando a equação (42), o modelo pode ser escrito como:

$$\begin{aligned} P(y_i = 1 | X) &= F(\tau_m - X\beta) \\ P(y_i = m | X) &= F(\tau_m - X\beta) - F(\tau_{m-1} - X\beta) \text{ para } m = 2, \dots, J-1 \\ P(y_i = J | X) &= 1 - F(\tau_{J-1} - X\beta) \end{aligned} \quad (46)$$

A partir dessas equações são calculadas as probabilidades acumuladas:

$$\Pr(y = m \leq X) = F(\tau_m - X\beta), \text{ para } m = 2, \dots, J-1 \quad (47)$$

Diferenciando, temos:

$$\partial \Pr(y_i \leq m | X_i) / \partial X_i = -f(\tau_m - X_i\beta)\beta \quad (48)$$

A equação 48 define um conjunto de modelos de escolha binária com diferentes constantes (parâmetros *thresholds*), mas um vetor comum de declividade β . Se fixarmos a probabilidade em $P = P^*$ para algum resultado, segue pela monotonicidade da função distribuição acumulada que $-f(\tau_m - X_i\beta)$ é fixa em f^* . Segue que para um valor específico de probabilidade, temos que:

$$\partial \Pr(y_i \leq m | X_i) / \partial X_i = f^* \beta \quad (49)$$

Onde f^* é o mesmo para cada m , isto é, é múltiplo de um mesmo β . Segundo Long e Freese (2006), a hipótese implícita de probabilidades proporcionais, característica nos modelos de regressão de variáveis dependentes ordenadas, é definida como suposição de *regressões paralelas*; no caso do modelo logístico ordenado é denominada suposição de *razão*

de probabilidades proporcionais, sendo também utiliza a terminologia suposição de *linhas paralelas*.

O modelo logístico ordenado pode ser expresso por:

$$P(Y_i > m) = g(X\beta_{mj}) = \frac{\exp(\tau_m + X_i\beta)}{1 + [\exp(\tau_m + X_i\beta)]}, \text{ para } m = 1, \dots, J - 1 \quad (50)$$

A suposição de probabilidades proporcionais tem algumas vantagens, como ser um modelo mais parcimonioso, que garante a ordinalidade da variável dependente. Entretanto, na prática tal suposição é violada com frequência, sendo necessário reduzir o viés nos coeficientes com a utilização de modelos menos restritivos, como o logístico ordenado generalizado, que relaxa a hipótese de linhas paralelas, aumentando o nível de interpretação dos coeficientes estimados.

Para verificar a hipótese de regressões paralelas, utiliza-se o teste de Brant. A violação da hipótese implica em resultados viesados, pois uma determinada variável independente pode apresentar distintos coeficientes nas estimações de diferentes categorias, inclusive com alteração de sinal – e o modelo logístico ordenado de regressões paralelas não capta esse efeito, justificando a utilização de um modelo menos restritivo.

O teste de Brant segue da seguinte representação do modelo:

$$\Pr(y_i \geq m | X_i) = \Lambda(\beta_{0m} + X_i\beta_m) \quad (51)$$

Onde $\beta_{0m} = \beta_0 - \tau_m$ e $\Lambda(t)$ é a função logística acumulada, $1/(1 + \exp(-t))$ e o vetor de coeficiente de declividade β_m deve ser o mesmo para cada equação. Portanto, cada curva de probabilidade difere somente em seus pontos de corte, sugerindo que a suposição de regressões paralelas pode ser testada comparando as estimativas das $J - 1$ regressões binárias, estimadas de uma única vez.

A hipótese nula é representada por:

$$H_0 : \beta_q - \beta_1 = 0, \text{ para } q = 2, \dots, J - 1 \quad (52)$$

Se o teste de Brant considera que os coeficientes β 's podem diferir para determinadas categorias da variável dependente, então o modelo logístico ordenado é restritivo. Entretanto, a utilização de modelos que permitem o relaxamento da hipótese de linhas paralelas – que possibilitam que todos os coeficientes variem entre as categorias – como é o caso dos modelos logísticos multinomial¹⁰ ou ordenado generalizado – deve ser

¹⁰ Modelo em que a variável dependente é categórica, mas não há a ordenação natural de seus valores.

analisada com cuidado. O principal problema é que tais modelos podem apresentar a estimação de mais parâmetros do que o necessário.

O relaxamento da suposição de linhas paralelas pode ocorrer em diferentes níveis. O caso mais geral, que permite a variação dos coeficientes para todas as categorias é o modelo logístico ordenado generalizado – utilizado no caso específico do teste de Brant sugerir que todas as variáveis independentes violam a hipótese de regressões paralelas – sendo expresso por:

$$P(Y_i > m) = g(X\beta_m) = \frac{\exp(\tau_m + X_i\beta_m)}{1 + [\exp(\tau_m + X_i\beta_m)]}, \text{ para } m = 1, \dots, J - 1 \quad (53)$$

Para efeito de estimação, as regressões do modelo generalizado são equivalentes a estimações simultâneas de uma série de estimações binárias. Segundo Williams (2006), quando $J = 2$ temos a situação equivalente a um modelo logístico, enquanto que sendo $J > 2$, o modelo se torna análogo a um modelo logístico binário em que as categorias de variáveis dependentes estão combinadas. Se tivermos, por exemplo, $J = 4$, então para $m = 1$ a categoria 1 é contrastada com as categorias 2, 3 e 4; para $m = 2$, a comparação é entre as categorias 1 e 2 em relação a 3 e 4 e para $m = 3$ as categorias 1, 2 e 3 são contrastadas com a categoria 4.

De acordo com Fullerton (2009), uma extensão natural do modelo logístico ordenado generalizado é o denominado *modelo de probabilidades proporcionais parciais*. A representação do modelo é idêntica ao generalizado (equação 53), diferença dada por possibilitar a variação somente de alguns parâmetros para todas as categorias da variável dependente, mantendo constante as demais, ou seja, o modelo ordenado generalizado (em que todos os coeficientes variam entre as categorias da variável dependente) é um caso particular do modelo de probabilidades proporcionais parciais, pois permite a variação dos coeficientes das variáveis independentes que não satisfazem a suposição de regressões paralelas.

Por exemplo, seja β_1 o vetor de coeficientes que variam entre as equações (relativos à variável que violam a suposição de linhas paralelas), β_2 o vetor de coeficientes restritos (que não variação entre as equações) e x_1 e x_2 os vetores de variáveis independentes do modelo. Podemos então reescrever a equação (46) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} P(y_i = 1 | X) &= F(\tau_1 - x_1\beta_{11} - x_2\beta_2) \\ P(y_i = m | X) &= F(\tau_m - x_1\beta_{1m-1} - x_2\beta_2) - F(\tau_{m+1} - x_1\beta_{1m-1} - x_2\beta_2) \text{ para } m = 2, \dots, J - 1 \\ P(y_i = J | X) &= 1 - F(\tau_{J-1} - x_1\beta_{1J-1} - x_2\beta_2) \end{aligned} \quad (54)$$

Uma importante característica dessa função é permitir que as probabilidades sejam estimadas a partir de valores específicos das variáveis independentes, possibilitando obter dessa forma probabilidades para cada categoria, de acordo com determinadas combinações de características dos indivíduos.

5 – ESTIMAÇÃO DO MODELO

Definidas as variáveis para o desenvolvimento desse estudo e demonstrados os modelos econométricos a serem utilizados, são então desenvolvidas duas análises: a primeira se relaciona com os fatores que influenciam o tempo de duração das greves, através do modelo de risco proporcional de Cox, enquanto que a segunda busca verificar, através de um modelo logístico ordenado, os fatores condicionantes dos resultados finais das reivindicações. Temos então as seguintes variáveis selecionadas e sua representação nas estimações:

Tabela 12 – Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Categoria
duracao	Duração da greve	Contínua
grev300	Faixa de grevistas - até 300	1 se ≤ 300 e 0 caso contrário
grev300_1000	Faixa de grevistas de 301 a 1000	1 se >300 e ≤ 1000 e 0 caso contrário
grev_1000	Faixa de grevistas - mais de 1000	1 se >1000 e 0 caso contrário
dur3	Faixa de duração - até 3 dias	1 se ≤ 3 e 0 caso contrário
dur4_10	Faixa de duração – de 4 a 10 dias	1 se >3 e ≤ 10 e 0 caso contrário
dur_10	Faixa de duração – acima 10 de dias	1 se >10 e 0 caso contrário
desemp	Taxa de desemprego mensal do setor	Contínua
igpdi_1	Taxa de inflação do período anterior (IGP-DI)	Contínua
de_sp	Dummy do Estado de São Paulo	1 se SP e 0 caso contrário
d88	Dummy de período pós Constituição de 1988	1 se ano > 88 e 0 caso contrário
ds_ind	Dummy de setor industrial	1 se indústria e 0 caso contrário
ds_com	Dummy de setor comercial	1 se comércio e 0 caso contrário
ds_ser	Dummy de setor de serviços	1 se serviços e 0 caso contrário
gcateg	Dummy de greve de categoria	1 se greve de categoria e 0 caso contrário

Fonte: elaborado pelo autor

São então desenvolvidos os dois distintos modelos de análise, definindo as respectivas estimações e análises, assim como os testes de especificações correspondentes.

5.1 – Modelo de risco proporcional de Cox

A primeira parte desse estudo analisa os fatores que influenciaram no tempo das greves, através do modelo de risco proporcional de Cox. No desenvolvimento da pesquisa, serão verificados os indicadores de duração das paralisações, com ênfase no impacto da promulgação da Constituição Federal nas características das greves, ou seja, se há mudanças nos condicionantes da duração das greves deflagradas nos dois períodos correspondentes.

No desenvolvimento dessa seção é feita a descrição da variável *duração*, demonstrando suas características e apresentando sua função sobrevivência (não sendo

considerados os efeitos das covariáveis). Na seqüência são definidas as variáveis incluídas no modelo, verificando suas representatividades individuais através do teste da hipótese de igualdade das curvas de sobrevivência. A estimação do modelo de risco proporcional de Cox é então realizada, verificando a significância do modelo, se as covariáveis do modelo atendem à suposição de risco proporcional e os respectivos testes de especificação. Definido o modelo final estimado, são apresentadas suas funções sobrevivência e risco características.

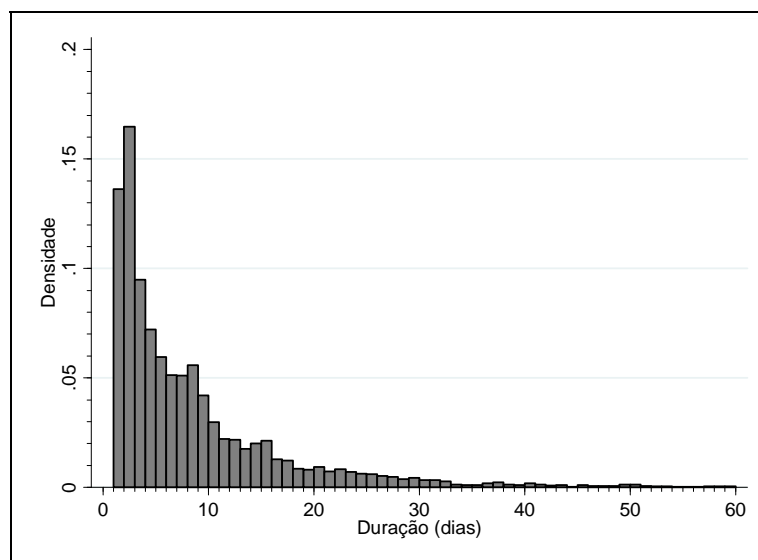
A tabela 13 apresenta as estatísticas relacionadas à duração das greves – utilizada como variável independente. Observa-se que não há censura nos dados – também denominados *dados completos* – ou seja, o evento ocorre para todas as observações da amostra. Com dados considerando as greves com duração de até 60 dias, temos a média em torno de 8 e a mediana de 5 dias. Complementando graficamente essas informações com seu histograma (Gráfico 3), caracteristicamente se verifica que a distribuição de freqüência apresenta forte concentração à esquerda. O tempo de sobrevivência (expressa em termos de freqüência acumulada), que indica a probabilidade de não ocorrência de um evento até determinado período, demonstra que a expectativa de uma greve terminar com até 2 dias de duração é de 25%, até 5 dias (valor da mediana da duração) de 50% e 75% de probabilidade de término com até 10 dias.

Tabela 13 – Características das durações das greves

Duração das greves	
Número de observações	11600
Falhas	11600
Média	8.0368
Mínimo	1
Mediana	5
Máximo	60
Tempo de sobrevivência	
25%	2
50%	5
75%	10

Fonte: elaborado pelo autor

Gráfico 3 – Histograma de duração das greves



Fonte: elaborado pelo autor

Com o objetivo de verificar se existem diferenças entre as funções de sobrevivência nos períodos pré e pós-constitucionais, é realizada a comparação de seus valores específicos e sua representação gráfica. As funções sobrevivência apresentadas na tabela 14 representam a probabilidade de término das greves, com intervalos listados diariamente. Comparando as séries, observa-se que no período após 1988 as probabilidades de término das greves são menores em cada período considerado, ou seja, suas durações tendem a ser maiores.

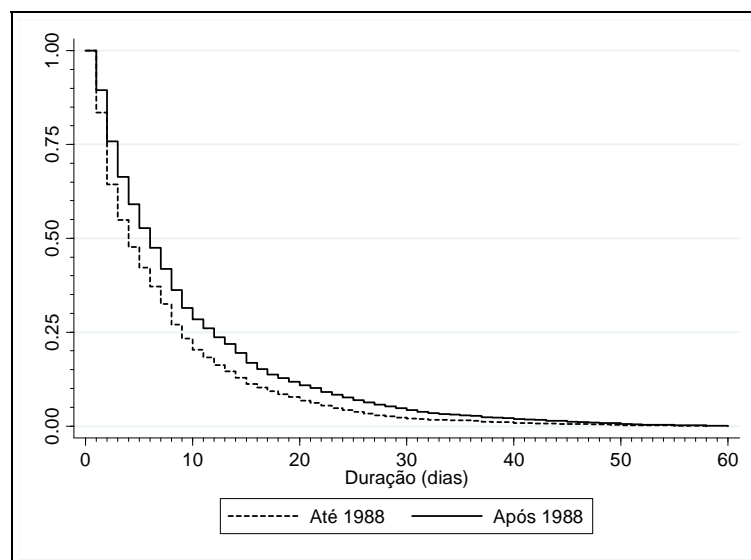
Tais resultados também podem ser expressos graficamente através das curvas de sobrevivência de Kaplan-Meier (gráfico 4), para fins de análise de suas inclinações e distância entre as curvas. De acordo com a forte inclinação inicial, constata-se que para ambos os períodos há uma rápida redução da probabilidade de continuidade das greves nos primeiros dias. O formato das curvas reflete também a maior concentração das greves de curtos períodos – conforme já demonstrado no histograma de duração. A distância entre as curvas evidencia a distinção das características das greves entre os períodos, confirmando que após 1988 há tendência das paralisações apresentarem maiores durações.

Tabela 14 – Funções sobrevivência – por período

Funções sobrevivência			Funções sobrevivência			Funções sobrevivência		
Dias	Até 1988	Após 1988	Dias	Até 1988	Após 1988	Dias	Até 1988	Após 1988
0	1	1	21	0.0614	0.1007	42	0.0068	0.0158
1	0.8350	0.8951	22	0.0545	0.0910	43	0.0063	0.0140
2	0.6436	0.7591	23	0.0478	0.0833	44	0.0060	0.0137
3	0.5488	0.6641	24	0.0430	0.0756	45	0.0053	0.0121
4	0.4769	0.5915	25	0.0377	0.0685	46	0.0051	0.0106
5	0.4216	0.5273	26	0.0328	0.0630	47	0.0048	0.0094
6	0.3713	0.4747	27	0.0288	0.0574	48	0.0045	0.0083
7	0.3248	0.4188	28	0.0263	0.0523	49	0.0030	0.0074
8	0.2695	0.3623	29	0.0228	0.0470	50	0.0023	0.0056
9	0.2324	0.3148	30	0.0202	0.0430	51	0.0022	0.0045
10	0.2026	0.2848	31	0.0189	0.0374	52	0.0020	0.0036
11	0.1828	0.2599	32	0.0167	0.0340	53	0.0015	0.0031
12	0.1627	0.2364	33	0.0162	0.0320	54	0.0013	0.0027
13	0.1457	0.2182	34	0.0154	0.0308	55	0.0012	0.0022
14	0.1283	0.1950	35	0.0151	0.0288	56	0.0005	0.0022
15	0.1117	0.1684	36	0.0134	0.0264	57	0.0002	0.0016
16	0.1020	0.1520	37	0.0119	0.0234	58	0	0.0009
17	0.0927	0.1367	38	0.0106	0.0221	59	.	0.0004
18	0.0849	0.1272	39	0.0098	0.0209	60	.	0
19	0.0771	0.1185	40	0.0083	0.0185			
20	0.0682	0.1087	41	0.0073	0.0171			

Fonte: elaborado pelo autor

Gráfico 4 – Curvas de sobrevivência de Kaplan-Meier



Fonte: elaborado pelo autor

Para se definir a inclusão das variáveis binárias no modelo de risco proporcional de Cox, é verificada a hipótese de igualdade das curvas de sobrevivência. Os testes estatísticos *logrank* e Wilcoxon são aplicados para testar se as diferenças entre os tempos até a falha são significativas. Ambos apresentam a hipótese nula de semelhança entre as curvas de

sobrevivência, onde a hipótese alternativa de diferenças significativas entre as curvas indica que a utilização da variável na estimação é adequada. O teste *logrank* é aplicado quando a razão das funções de risco de grupos a serem comparados é aproximadamente constante, isto é, possui a propriedade de riscos proporcionais, sendo originalmente desenvolvido para comparar proporções de fatores em estudos de caso-controle. A diferença entre as estatísticas dos testes é que o *logrank* pondera igualmente todos os pontos da curva de sobrevivência estimada, enquanto que o teste de Wilcoxon tem maior ponderação nos pontos iniciais do tempo.

As variáveis independentes binárias são então submetidas ao teste de igualdade das funções sobrevivência. Seguindo a metodologia adotada por Colosimo e Giolo (2006), adota-se o critério de incluir no modelo as variáveis que apresentarem um *valor-p* inferior a 0.25 em pelo menos um dos testes de comparação das curvas de sobrevivência. A partir dos resultados apresentados na tabela 15, temos que todas as variáveis atenderam esse critério – podendo até aumentar o rigor do teste, considerando um *valor-p* inferior a 0.10 em pelo menos um dos testes – sendo, portanto, incluídas nas estimações desse estudo.

Tabela 15 – Teste de igualdade de função sobrevivência

Variável	Testes	
	Logrank	Wilcoxon
grev300	25.49 (0.0000)	21.24 (0.0000)
grev300_1000	0.11 (0.7425)	3.83 (0.0503)
grev_1000	27.29 (0.0000)	10.29 (0.0013)
de_sp	217.28 (0.0000)	124.25 (0.0000)
d88	175.56 (0.0000)	214.18 (0.0000)
ds_ind	95.41 (0.0000)	7.71 (0.0055)
ds_com	12.49 (0.0004)	9.31 (0.0023)
ds_ser	124.75 (0.0000)	16.60 (0.0000)
gcateg	17.85 (0.0000)	4.22 (0.0400)

Fonte: elaborado pelo autor

A estimação do modelo de Cox é então realizada, buscando verificar quais indicadores são representativos. Os resultados indicaram que as faixas de número de grevistas, os índices de desemprego setorial e de inflação no período defasado, assim como as *dummies* referentes ao Estado de São Paulo e pós Constituição são estatisticamente significantes a 5%. As *dummies* referentes aos setores e greve de categoria não apresentaram significância. O resultado do modelo ajustado, incluindo somente as variáveis significativas, é apresentado na tabela 16.

A suposição básica do modelo de Cox é que as taxas de falhas sejam proporcionais, ou seja, o risco para um indivíduo é proporcional ao risco para outro indivíduo, onde a proporção é constante no tempo (não dependendo do tempo de duração). Assumindo que temos p variáveis independentes que satisfazem a suposição de risco proporcional, a equação 13 pode então ser reescrita como:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p) \quad (55)$$

A suposição de risco proporcional é verificada através de um teste estatístico qui-quadrado, realizado para cada variável, ajustado para as demais variáveis do modelo. A idéia por trás do teste é que se a suposição de risco proporcional for satisfeita (*valor-p* maior do que 0.10) os resíduos não devem estar correlacionados com o tempo até a ocorrência do evento (tempo de sobrevivência); se a hipótese for violada, então haverá evidências de que a taxa de risco não é constante no tempo¹¹. Então, para fins de verificação da hipótese, além dos valores estimados dos coeficientes, do risco proporcional de Cox e do *valor-p* do conjunto de variáveis explicativas, a tabela 16 apresenta também o *valor-p* do teste de suposição de risco proporcional.

O risco proporcional representa o risco de ocorrência de um evento – no caso o final da greve. Se o valor resultante for maior do que a unidade, a variável afeta positivamente para o final da greve, isto é, contribui para a redução de sua duração. Similarmente, valores menores do que a unidade elevam a probabilidade de maiores durações. Portanto, os resultados demonstram uma relação positiva entre número de grevistas e duração das paralisações (quanto maior a faixa de grevistas considerada, menores são as probabilidades de término das greves), o mesmo acontecendo para a inflação do período anterior. De forma

¹¹ O teste se baseia no princípio de que, para um dado regressor, temos $\beta(t_j) = \beta$ para todo t_j , o que implica que graficamente a relação linear entre $\beta(t_j)$ e o tempo deve ter declividade zero. Temos ainda que $E(s_j^*) + \hat{\beta} \approx \beta(t_j)$, onde s_j^* é o resíduo escalonado de Schoenfeld no tempo de falha t_j e $\hat{\beta}$ é o coeficiente estimado do modelo de Cox.

equivalente, as variáveis que se contribuem para a redução da duração das paralisações são o desemprego e a *dummy* do estado de São Paulo. De acordo com o teste de suposição de risco proporcional constante no tempo, para todas essas variáveis citadas a hipótese é atendida.

No caso da variável *d88*, o valor do teste P(PH) sugere a violação da hipótese de risco proporcional, indicando que o coeficiente não é constante no tempo. Ainda, seu coeficiente (assim como seu risco proporcional) não se torna mais eficiente.

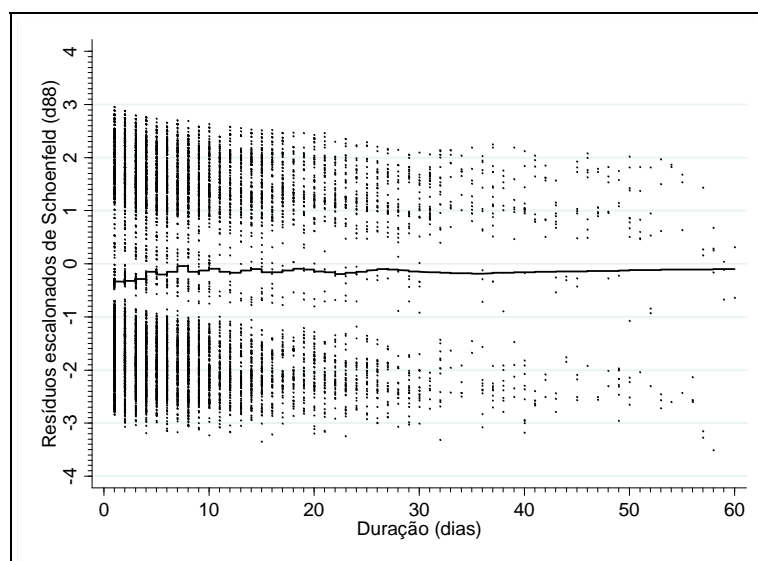
Tabela 16 – Estimação do modelo de risco proporcional de Cox

Variável	Coeficiente	Risco		
		proporcional	$P > z $	P(PH)
grev300_1000	-0.0459	0.9552	0.026	0.1110
grev_1000	-0.0787	0.9243	0.000	0.4130
desemp	0.0620	1.0640	0.000	0.1231
igpdi_1	-0.0011	0.9989	0.068	0.7410
de_sp	0.2063	1.2292	0.000	0.1706
d88	-0.2550	0.7749	0.000	0.0077

Observações: 11600
Log likelihood = - 97545.81
Fonte: elaborado pelo autor

Quando uma variável tem a hipótese nula rejeitada, demonstra apenas que seus resíduos não são constantes no tempo, violando a suposição de risco proporcional, mas não demonstra se são positivamente ou negativamente relacionados no tempo. A representação gráfica do teste geralmente é mais informativa, utilizada para caracterizar a forma de violação. Assim, para verificar graficamente o teste em relação à variável *d88*, o gráfico 5 apresenta a relação entre seus resíduos escalonados de Schoenfeld e o tempo referente.

Gráfico 5 – Teste de suposição de risco proporcional



Fonte: elaborado pelo autor

Observa-se que os resíduos apresentam tendência positiva para os casos que tiveram uma duração de greve em torno de até 8 dias, variando a tendência nos períodos subseqüentes, evidenciando o resultado do teste de risco proporcional apresentado anteriormente.

O procedimento a ser adotado a partir da não satisfação da suposição de risco proporcional de uma variável é a utilização do modelo estratificado ou com covariáveis variantes no tempo. Como a variável *d88* não pode ser representada em função do tempo, temos que a especificação do modelo deve considerar o primeiro caso. Ainda, podemos controlar a variável *d88* através de sua estratificação, sendo também incluídas no modelo as demais variáveis selecionadas – que satisfazem a hipótese de risco proporcional.

A forma geral do modelo de Cox estratificado permite a estratificação de vários regressores. Assumindo que temos k variáveis não satisfazendo a suposição de risco proporcional – denotadas por Z_1, Z_2, \dots, Z_k – e p variáveis satisfazendo a suposição, denotadas por X_1, X_2, \dots, X_p , a partir de cada Z_i , são formadas combinações de categorias, sendo definidas como os estratos do modelo – são as categorias da nova variável Z^* . Temos então k^* categorias, sendo k^* o número total de combinações formadas pelas categorias de cada Z_i . A variável Z^* não é explicitamente demonstrada no modelo¹², representado apenas pelas variáveis que satisfazem o risco proporcional.

A função risco do modelo de Cox estratificado é expressa por:

$$h_g(t, X) = h_{0g}(t) \exp(\beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p), \quad g = 1, \dots, k^* \quad (56)$$

Onde o subscrito g indicando cada estrato do modelo e p é o número de regressores.

A diferença em relação ao modelo inicialmente estimado é que as funções risco para os dois períodos são diferentes, assim como distintas funções risco-base, ou seja, define-se $h_{0g}(t)$ para cada estrato do modelo, porém, os coeficientes $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ são os mesmos. Devido a essas diferenças nas funções risco-base, o modelo ajustado estratificado de Cox vai gerar diferentes curvas de sobrevivência para cada estrato. Pelo fato de seus coeficientes serem iguais, as taxas de risco estimadas também serão idênticas. Esta característica do modelo de Cox estratificado é denominada de suposição de *não-interação*.

No estudo de duração das greves, temos que somente a variável *d88* não satisfaz a suposição de risco proporcional, ou seja, $k = 1$. Assim, sendo uma *dummy* binária, temos que

¹² O número de funções risco estimadas no modelo é igual ao número de variáveis estratificadas (cada uma delas com sua respectiva função risco-base).

$k^* = 1$. Portanto, a estratificação da apenas uma variável, composta de duas categorias, vai gerar dois estratos. A tabela 17 demonstra os resultados da estimação do modelo de Cox estratificado pela variável *d88*. Verifica-se que os coeficientes das covariáveis estimadas são significantes e atendem à suposição de risco proporcional.

Tabela 17 – Modelo de risco proporcional de Cox estratificado

Variável	Coeficiente	Risco proporcional	P> z	P(PH)
grev300_1000	-0.0466	0.9544	0.024	0.1724
grev_1000	-0.0797	0.9234	0.000	0.5425
desemps	0.0612	1.0631	0.000	0.1172
igpdi_1	-0.0010	0.9990	0.089	0.6523
de_sp	0.2057	1.2284	0.000	0.1697

Estratificado por: d88
 Observações: 11600
 Log likelihood: - 89616.26
 Fonte: elaborado pelo autor

O modelo de Cox estratificado sem interação considera somente um conjunto de coeficientes válidos para os estratos, isto é, assume que a variável *d88* não possui interação com as demais variáveis independentes do modelo. Se permitirmos a interação, então diferentes coeficientes são esperados para cada estrato. Esse é o resultado esperado ao estimarmos separadamente modelos de risco proporcional para cada período distinto. A determinação da correta definição do modelo estratificado envolve a comparação entre as especificações *com* e *sem* interação, para verificar se há impacto multiplicativo da variável que viola a suposição de risco proporcional com as demais.

Para efeito de comparação com o modelo com interação, a tabela 18 apresenta os resultados do modelo de Cox para os dois períodos de forma independente. Os resultados demonstram diferentes coeficientes entre os períodos considerados, principalmente para as variáveis de desemprego setorial e na *dummy* relativa ao estado paulista, ambas apresentando elevação de seus riscos proporcionais. No caso do desemprego, no segundo período observa-se redução no risco proporcional, representando uma propensão a greves mais extensas. A taxa de inflação do período anterior apresentou relação significativa somente no período pré-constitucional, com efeito negativo.

Tabela 18 – Modelo de risco proporcional de Cox – por período

Variável	Período 1983 a 1988			Período 1989 a 1991		
	Coefficiente	Risco proporcional	P> z	Coefficiente	Risco proporcional	P> z
grev300_1000	-0.0458	0.9552	0.098	-0.0564	0.9452	0.066
grev_1000	-0.0851	0.9184	0.005	-0.0916	0.9125	0.004
desemps	0.1094	1.1156	0.000	0.0360	1.0367	0.000
igpdi_1	-0.0152	0.9849	0.000	0.0008	1.0008	0.232
de_sp	0.1396	1.1498	0.000	0.2124	1.2366	0.000
Observações: 6041			Observações: 5559			
Log likelihood: - 46899.31			Log likelihood: - 42659.31			

Fonte: elaborado pelo autor

O modelo de risco proporcional estratificado com interação é definido através da equação 57, onde cada variável do modelo possui distintos coeficientes para cada período considerado, conforme indicado pelo subscrito g . Assim, é expresso com a inclusão do conjunto variáveis inicialmente definidas, multiplicadas pelo termo estratificado.

$$h_g(t, X) = h_{0g}(t) \exp(\beta_{1g} X_1 + \dots + \beta_{\rho g} X_\rho), \quad g = 1, \dots, k^* \quad (57)$$

Os resultados estimados do modelo com interação estão demonstrados na tabela 19. Observar que o resultado é equivalente às duas estimações para os períodos separados (tabela 18), sendo os coeficientes das variáveis não multiplicativas equivalentes aos observados no primeiro período da tabela anterior e as multiplicativas indicando a diferença entre os coeficientes dos dois períodos.

Tabela 19 – Modelo de risco proporcional de Cox estratificado com interação

Variável	Coefficiente	Risco proporcional	P> z	P(PH)
grev300_1000	-0.0458	0.9552	0.098	0.0535
grev_1000	-0.0851	0.9184	0.005	0.4548
desemps	0.1094	1.1156	0.000	0.7065
igpdi_1	-0.0152	0.9849	0.000	0.4324
de_sp	0.1396	1.1498	0.000	0.2963
d88g2	-0.0106	0.9894	0.797	0.2673
d88g3	-0.0065	0.9935	0.880	0.5882
d88des	-0.0734	0.9292	0.000	0.1215
d88inf_1	0.0160	1.0162	0.000	0.2090
d88dsp	0.0727	1.0755	0.052	0.7106

Estratificado por: d88

Observações: 11600

Log likelihood: -89558.62

Fonte: elaborado pelo autor

Para determinar qual modelo é estatisticamente mais apropriado, são comparados os dois modelos estratificados através de um teste de razão de verossimilhança, a partir das estatísticas de log-verossimilhança dos modelos *com interação* e *sem interação*¹³. A estatística do teste tem uma distribuição qui-quadrada com o número de graus de liberdade igual ao número de termos testados no modelo de interação. A hipótese nula do teste é a de utilização do modelo de *não interação* ser adequada.

Como temos cinco variáveis independentes interagidas na estratificação, o teste tem então cinco graus de liberdade sob a hipótese nula de não interação, resultando em um valor calculado igual a 115.29¹⁴. Como o valor tabelado do teste qui-quadrado com nível de significância a 5% para 5 graus de liberdade é igual a 11.07, temos que a hipótese nula é rejeitada, podendo concluir que a representação mais adequada para a estimação é o *modelo com interação*, apresentado na tabela 19.

A equação que descreve o modelo de Cox estratificado com interação, considerando as variáveis incluídas no estudo, é expressa por:

$$h_g(t, X) = h_{0g}(t) \exp(\beta_{1g} grev300_1000 + \beta_{2g} grev_1000 + \beta_{3g} desemp + \beta_{4g} igpdi_1 + \beta_{5g} de_sp) \quad (58)$$

Sendo a estratificação representada por:

$$\begin{cases} g = 1 : \text{período anterior à Constituição Federal de 1988} \\ g = 2 : \text{período posterior} \end{cases}$$

Resultando, portanto, em duas funções riscos-base (devido à estratificação de uma variável binária), cujos coeficientes também estão em função dos períodos pré e pós-constitucionais.

Para analisar o grau de ajustamento global do modelo, utilizamos o gráfico dos resíduos de Cox-Snell. Se o modelo de Cox estimado se ajustar adequadamente aos dados, os

¹³ O teste é expresso da seguinte forma:

$$LR = -2 \log L_R - (-2 \log L_C)$$

$$LR \sim \chi^2_{g, df}$$

H_0 : não interação

Onde:

R – modelo reduzido (sem interação)

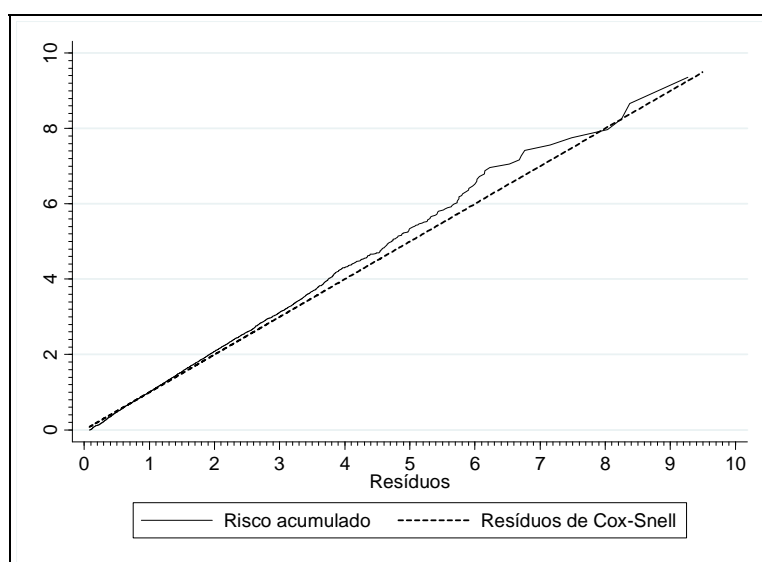
C – modelo completo (com interação)

¹⁴ $LR = 179232.52 - 179117.24$
 $= 115.29$

resíduos deverão ter uma distribuição exponencial padrão com taxa de risco unitária. Verificamos o ajustamento do modelo reestimando a função risco acumulado, utilizando os resíduos de Cox-Snell como variável de tempo e considerando as censuras dos dados originais. Se o modelo se ajustar aos dados, o gráfico de risco acumulado em relação aos resíduos devem se aproximar de uma linha reta com inclinação unitária.

O gráfico 6 apresenta o resultado do teste – e para efeito de comparação, os resíduos de Cox-Snell estão representados pela reta de 45°. Relacionando a função risco com a linha de referência, observamos que os valores se aproximam significativamente, principalmente para menores valores dos resíduos; considerando que os resíduos referentes a um valor de até 3 corresponde a mais de 95% dos dados, podemos concluir que o modelo de Cox possui um aceitável grau de ajustamento.

Gráfico 6 – Resíduos de Cox-Snell



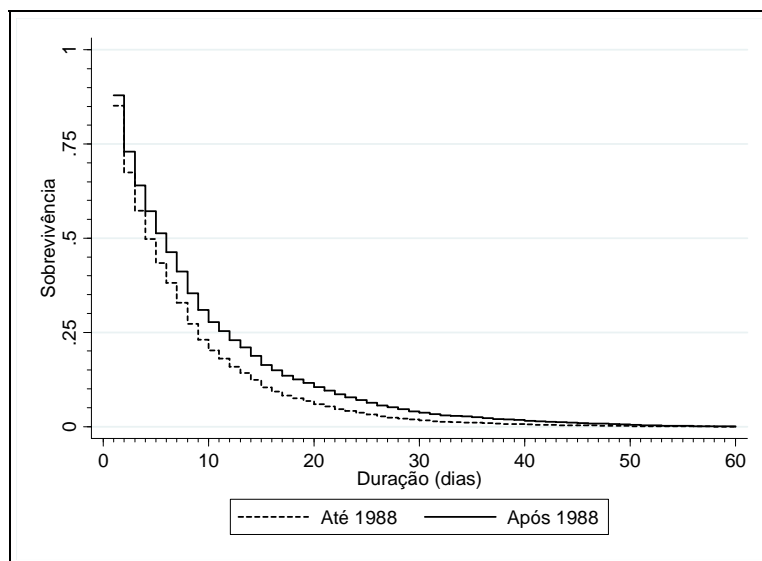
Fonte: elaborado pelo autor

Ainda, a partir dos resultados das estimações, podemos apresentar graficamente as curvas de sobrevivência e de risco, considerando os valores ajustados para as covariáveis incluídas no modelo. Esse procedimento confirma os resultados demonstrados anteriormente e permite realizar uma mais abrangente análise econômica dos condicionantes das greves brasileiras e a comparação entre os distintos períodos de interesse.

De acordo com as curvas de sobrevivência apresentadas no gráfico 7, observa-se uma redução inicial acentuada em seus valores, indicando a maior probabilidade das greves terminarem nos primeiros dias. Comparando os períodos, temos que após 1988 há uma tendência de aumento no tempo de duração das paralisações, demonstrada através da curva de

sobrevivência mais elevada. A probabilidade de uma greve atingir o quinto dia (duração mediana da amostra), por exemplo, é cerca de 44% no período pré-constitucional e de 51% no período posterior; no oitavo dia (tempo médio de duração) os valores se reduzem para 27% e 35%, respectivamente. Ainda, a probabilidade de continuidade de uma greve é inferior a 10% no 16º dia nos casos iniciados até 1988 e no 21º dia no período posterior.

Gráfico 7 – Função sobrevivência de Cox

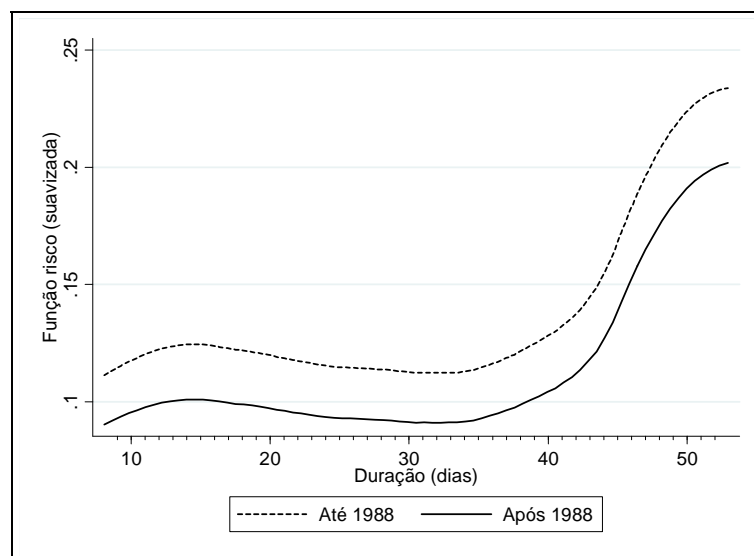


Fonte: elaborado pelo autor

O gráfico 8 apresenta a função risco proporcional. As curvas referentes aos períodos pré e pos constitucionais são paralelas, sendo que o primeiro apresenta uma taxa de falha superior – comprovando que a probabilidade de término de uma greve, para uma determinada duração, é menor após o ano de 1988. Quanto ao formato da função (suavizada), observa-se que o risco é crescente no período inicial, passando a decrescer em torno do 14º dia e ser novamente crescente a partir do 34º dia de paralisação, com expressiva elevação em suas taxas.

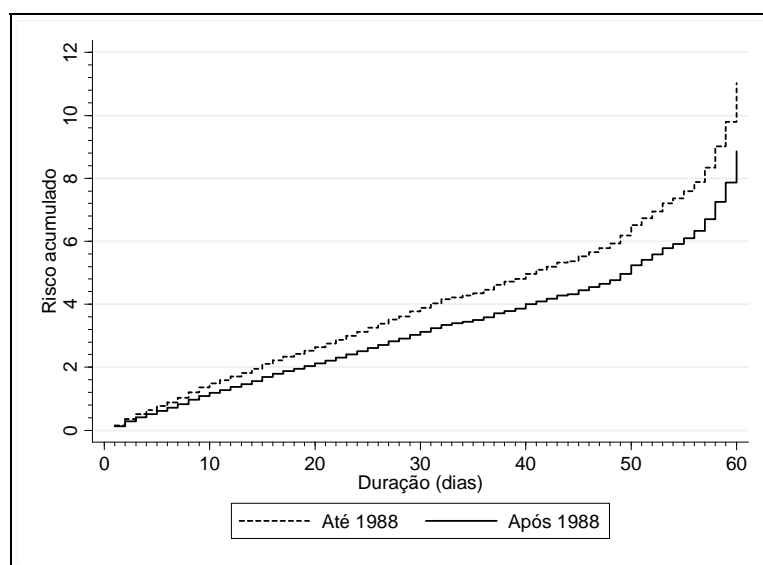
As curvas de risco acumulado são então apresentadas no gráfico 9. Conforme resultados apresentados no gráfico anterior, o risco (probabilidade de término da greve) é maior no primeiro período considerado; os valores acumulados, portanto, tendem a se distanciar com a elevação dos períodos de paralisação.

Gráfico 8 – Função risco proporcional (suavizada)



Fonte: elaborado pelo autor

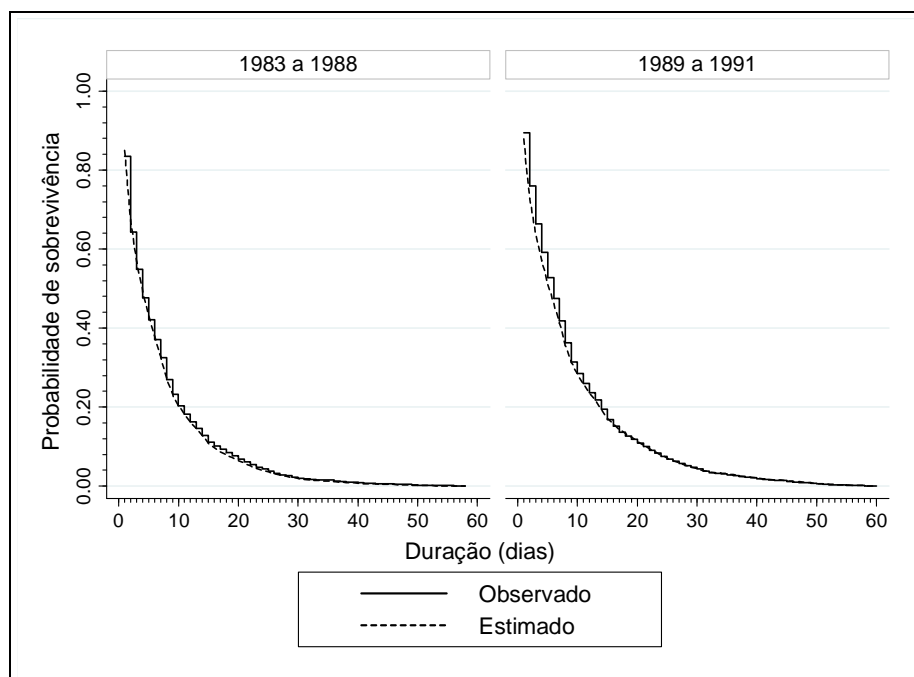
Gráfico 9 – Função risco acumulado



Fonte: elaborado pelo autor

Para fazer uma comparação gráfica entre as estimativas de sobrevivência de Kaplan-Meier e do modelo de Cox ajustado para as covariáveis, o gráfico 10 apresenta ambas as curvas no mesmo gráfico, distinguindo os dois períodos considerados no estudo.

Gráfico 10 – Comparação das estimativas de sobrevivência KM e Cox



Fonte: elaborado pelo autor

Essa representação gráfica sugere que, nos dois períodos considerados, estando as curvas muito próximas (com alto grau de ajustamento entre os valores observados e estimados), não há indícios da violação da suposição de risco proporcional, confirmando a representatividade do modelo e os resultados anteriormente apresentados.

5.1.1 – Extensão da pesquisa: duração das greves do setor privado no período 1986- 1991

Para dar maior suporte aos resultados, esta seção busca ampliar a análise, realizando uma seleção mais específica da amostra¹⁵. Considerando que pode haver distinções entre as características das paralisações de acordo com o setor considerado, foram somente consideradas as greves ocorridas no âmbito privado. Essa extensão do estudo se justifica pelo fato do setor privado apresentar, de uma forma geral, algumas características específicas que podem causar impacto na dinâmica e no resultados das negociações, exemplo de possibilidade de definição de salário via valores de mercado (situação concorrencial), não estabilidade funcional, maiores níveis de exigências na execução das atribuições e supervisão de

¹⁵ Seguindo o procedimento adotado na seção anterior, foram considerados somente os casos em que as paralisações tiveram uma duração de até 60 dias e o número total de grevistas limitado a 6.500 integrantes.

atividades e de desempenho, dentre outras. Ainda, foram selecionadas as paralisações iniciadas no período compreendido entre os anos de 1986 e 1991¹⁶.

Dessa forma, de acordo com a tabela 20, a amostra se reduz para cerca de 6.600 casos (não havendo censura nos dados), apresentando as greves a duração média de 7.5 dias e mediana de 5. Os tempos de sobrevivência, expresso em valores percentuais, que demonstram a probabilidade de término da paralisação ocorrer em até determinado período, são equivalentes à análise da duração das greves da amostra total.

Tabela 20 – Características das durações das greves

Duração das greves	
Número de observações	6604
Falhas	6604
Média	7.5265
Mínimo	1
Mediana	5
Máximo	60
Tempo de sobrevivência	
25%	2
50%	5
75%	10

Fonte: elaborado pelo autor

Seguindo o processo utilizado anteriormente, as variáveis binárias são submetidas aos testes *logrank* e Wilcoxon, para verificar a igualdade de suas funções sobrevivência. O critério adotado para a inclusão da variável no modelo é apresentar um *valor-p* inferior a 0.25 em pelo menos um dos testes. De acordo com os resultados apresentados na tabela 21, somente a variável *gcateg* (relativa às greves de categoria) não atendem esse critério, com aceitação da hipótese nula em ambos os testes; portanto, não apresentando significância nas diferenças entre os tempos até a falha, não será incluída nas estimações.

¹⁶ Considerando que a Constituição Federal foi promulgada no final do ano de 1988, o critério adotado foi a seleção de dois períodos equivalentes, com três anos anteriores (1986-1988) e três anos posteriores (1989-1991) à sua implementação.

Tabela 21 – Teste de igualdade de função sobrevivência

Variável	Testes	
	Logrank	Wilcoxon
grev300	25.23 (0.0000)	35.06 (0.0000)
de_sp	45.81 (0.0000)	31.70 (0.0000)
d88	62.95 (0.0000)	61.29 (0.0000)
ds_ind	1.91 (0.1670)	28.64 (0.0055)
gcateg	0.01 (0.9137)	0.70 (0.4023)

Fonte: elaborado pelo autor

Segue a estimação do modelo de Cox, incluindo as variáveis binárias testadas anteriormente e as demais variáveis contínuas referentes ao desemprego e inflação. Os resultados demonstram que as *dummies* referentes à faixa de grevistas de até 300 integrantes, do estado de São Paulo, do setor industrial e do período pós-constitucional são estatisticamente significantes a 5%. As variáveis referentes à taxa de desemprego e de inflação não apresentaram significância.

A tabela 22 apresenta o resultado das estimações do modelo final, considerando somente as variáveis significativas. De acordo com os valores estimados do risco proporcional, verifica-se que as paralisações com até 300 grevistas e as greves ocorridas no estado de São Paulo elevam o risco proporcional (risco de término das greves), ou seja, causando um impacto negativo na duração das greves, enquanto que as greves que ocorreram no setor industrial e no período pós-constitucional tendem a ser mais extensas (devido à redução do risco proporcional).

Tabela 22 – Estimação do modelo de risco proporcional de Cox

Variável	Coeficiente	Risco		
		proporcional	P> z	P(PH)
grev300	0.0895	1.0937	0.000	0.0133
de_sp	0.1837	1.2017	0.000	0.1337
ds_ind	-0.0797	0.9234	0.005	0.0000
d88	-0.1862	0.8301	0.000	0.3683

Observações: 6604

Log likelihood = - 51900.90

Fonte: elaborado pelo autor

Entretanto, o teste que verifica se a hipótese de risco proporcional é constante no tempo demonstra a rejeição da hipótese para as variáveis relativas às greves com até 300 integrantes e às ocorridas no setor industrial. Nesse caso, o procedimento é a estimação através do modelo que considera a estratificação dessas variáveis. Os resultados da estimação do modelo de Cox estratificado são então apresentados na tabela 23. Ainda, realizando-se a comparação entre os modelos estratificados *com* e *sem interação* para se determinar a correta especificação, o teste de razão verossimilhança apresenta um valor calculado igual a 4.89, com um valor-p de 0.5576 – aceitando, portanto, a hipótese nula de que a representação mais adequada para a estimação é o *modelo sem interação*.

Tabela 23 – Modelo de risco proporcional de Cox estratificado

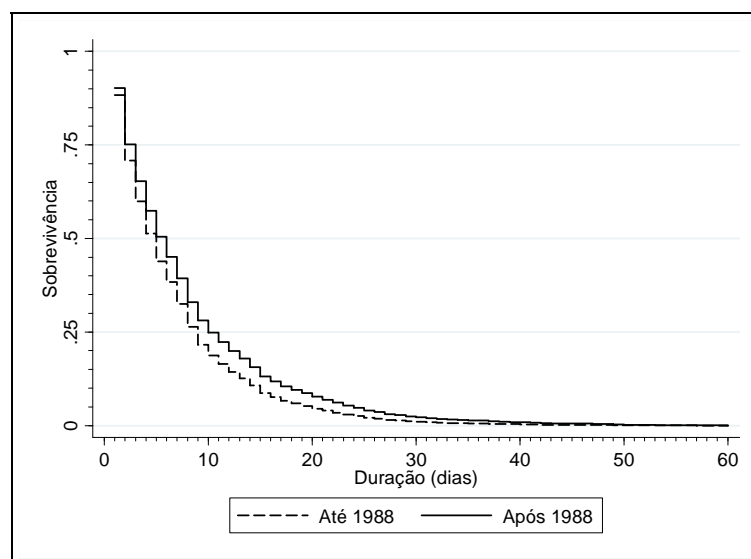
Variável	Coefficiente	Risco proporcional	P> z	P(PH)
de_sp	0.1811	1.1985	0.000	0.3902
d88	-0.1927	0.8247	0.000	0.9803

Estratificado por: grev300 e ds_ind
 Observações: 6604
 Log likelihood: - 43287.34

Fonte: elaborado pelo autor

A partir dos resultados das estimações, os gráficos 11 e 12 apresentam, respectivamente, as curvas de sobrevivência e de risco, ajustadas para as covariáveis do modelo. São distinguidas as funções de acordo com os períodos pré e pós constitucionais.

Gráfico 11 – Função sobrevivência de Cox

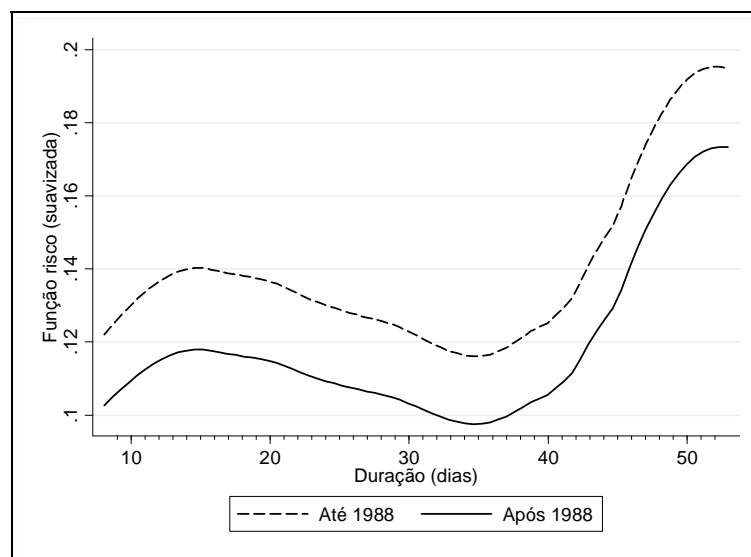


Fonte: elaborado pelo autor

Assim como no caso da estimação utilizando a amostra total, as curvas de sobrevivência indicam uma redução inicial acentuada em seus valores. Entretanto, comparando as mesmas, observa-se que no setor privado há uma mais forte redução, indicando uma tendência de greves mais curtas. Ainda, o gráfico 11 evidencia a diferença entre os períodos, confirmando que as probabilidades de término das paralisações são menores (greves mais longas) no período posterior à Constituição Federal.

A função risco proporcional (figura 12) demonstra que as curvas referentes aos anos pré e pós-constitucionais são paralelas, sendo que no primeiro período as curvas são mais elevadas, confirmando maiores taxas de falhas, o que resulta em menores durações. Em relação ao formato da função risco, apresenta-se, assim como na seção anterior, crescente no período inicial, decrescendo em torno do 14º dia e com forte elevação a partir do 35º dia. Podemos destacar duas diferenças fundamentais entre os resultados comparativos com a seção anterior (que considera toda a amostra): as curvas de risco são mais elevadas (indicando greves mais curta) e no setor privado há forte elevação do risco no início do período, indicando uma tendência de greves mais curtas e com maior probabilidade de término nos primeiros dias de paralisação.

Gráfico 12 – Função risco proporcional (suavizada)



Fonte: elaborado pelo autor

Pelo fato do modelo de Cox sugerir a estratificação de duas variáveis binárias, temos então quatro combinações possíveis entre os resultados, isto é, o modelo final considera a criação de quatro estratos ($k^* = 4$). Portanto, a equação que descreve o modelo de Cox estratificado, considerando as variáveis incluídas no estudo, é então expressa por:

$$h_g(t, X) = h_{0g}(t) \exp(\beta_1 de_sp + \beta_2 d88) \quad (59)$$

Sendo a estratificação representada por:

$$\left\{ \begin{array}{l} g = 1 : \text{mais de 300 grevistas exceto setor industrial} \\ g = 2 : \text{mais de 300 grevistas no setor industrial} \\ g = 3 : \text{até 300 grevistas exceto setor industrial} \\ g = 4 : \text{até 300 grevistas no setor industrial} \end{array} \right.$$

Temos então representadas na equação (59) as quatro funções risco-base, multiplicadas pela função parametrizada do modelo de Cox. Portanto, como os resultados indicaram a não interação dos estratos em relação às demais variáveis explicativas do modelo, temos que os coeficientes das *dummies* referentes ao estado de São Paulo e período pós-Constitucional são iguais para todos os estratos, ou seja, embora tenhamos diferentes risco-base, o risco proporcional dessas variáveis é o mesmo para todos os estratos.

5.2 – Modelo logístico ordenado

A segunda parte do estudo analisa os resultados da reivindicação das greves deflagradas especificamente por motivos salariais, verificando quais fatores influenciaram proporcionalmente o atendimento das solicitações dos grevistas, através do modelo logístico ordenado. Ainda, busca-se observar as diferenças nos padrões dos resultados nos períodos anterior e posterior à Constituição de 1988.

O ordenamento dos resultados é definido de acordo com a proporção da reivindicação salarial atendida. Considere w o rendimento inicial dos trabalhadores (no momento em que a greve se inicia), w' o rendimento solicitado como primeira reivindicação da greve e w^* o valor final atingido após todas as negociações terem sido realizadas. A proporção dos resultados atingidos pode então ser expressa da seguinte forma:

$$\text{Se } \left\{ \begin{array}{ll} w^* = w & \text{Reivindicação não atendida} \\ w < w^* < w' & \text{Reivindicação parcialmente atendida} \\ w^* = w' & \text{Reivindicação totalmente atendida} \end{array} \right.$$

Portanto, no primeiro caso os grevistas continuam com o mesmo rendimento inicial, de forma que o ganho obtido com a paralisação foi igual a zero; no segundo caso, os

grevistas obtêm um ganho, mas não atingem o valor total solicitado (ou seja, a proporção dos ganhos obtidos em relação aos reivindicados está entre zero e um); por fim, no terceiro caso a reivindicação é atendida totalmente, isto é, se obtém 100% dos ganhos solicitados.

Dessa forma, no modelo de resposta ordenada, a variável dependente discreta categórica apresenta valores que seguem uma ordenação, representando a proporção das reivindicações atendidas nas negociações das greves; tendo então a seguinte especificação:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{se não atendida} \\ 2 & \text{se parcialmente atendida} \\ 3 & \text{se totalmente atendida} \end{cases}$$

Na seqüência do estudo, são realizadas as estimações utilizando o modelo logístico ordenado (de acordo com a ordenação descrita da variável dependente). O teste de Brant é então aplicado, para se testar a hipótese de regressão paralela; se houver violação da hipótese para alguma variável, aplica-se então o modelo logístico ordenado generalizado, que corrige os coeficientes da estimação. Definida a correta especificação do modelo, são demonstrados os efeitos marginais das variáveis em cada categoria da variável dependente considerada. Para aprofundar o estudo, posteriormente, são então individualmente estimados os modelos para os períodos anterior e posterior à Constituição de 1988, para verificar seu impacto sobre as probabilidades de atendimento das reivindicações. Completando a análise, são apresentadas as probabilidades de atendimento das reivindicações dos grevistas de acordo com determinados grupos de características das greves, para o período total considerado e demonstrando a diferença que ocorreu entre os períodos considerados.

A partir da definição das variáveis independentes a serem incluídas no estudo (seção 3), a estimação do modelo logístico ordenado é então realizada. Os resultados indicaram que as faixas de número de grevistas e de duração das greves, assim como as *dummies* de estado de São Paulo e de período pós-constitucional e greves de categoria são estatisticamente significantes a 5% e a inflação do período anterior somente a 10%, enquanto que a variável referente ao desemprego, assim como as *dummies* representando o setor comercial e de serviços não apresentaram significância.

A tabela 24 apresenta os resultados do modelo ajustado, que considera somente as variáveis significantes. Além dos coeficientes estimados, são também demonstrados os resultados do teste de Brant, indicando as variáveis que apresentaram evidências da violação da suposição da suposição de *linhas paralelas*. Ocorrendo o problema, a correção é realizada

através da especificação do modelo logístico ordenado generalizado – sendo então relaxada a hipótese de regressão paralela para as variáveis que violaram a suposição.

Os resultados demonstraram que a proporção das reivindicações atendidas está inversamente relacionada tanto com o tamanho das greves quanto com sua duração, enquanto que as greves iniciadas no estado de São Paulo, após a promulgação da Constituição de 1988, a inflação do período anterior e as greves de categoria tendem a elevar o grau de atendimento das reivindicações dos grevistas. Entretanto, o teste de Brant indica que a suposição de regressores paralelos não é violada somente para as variáveis relativas à faixa de 300 a 1.000 grevistas, *dummy* do estado paulista e greve de categoria.

No modelo generalizado, as variáveis sujeitas ao relaxamento da suposição de linhas paralelas apresentam distintos coeficientes entre as categorias, indicando que a chance de estar em uma categoria adjacente não é constante. Segundo Williams (2006), a interpretação das variáveis que não violam a hipótese no modelo generalizado é semelhante à realizada no modelo inicialmente estimado; no entanto, para as demais variáveis, a análise dos coeficientes estimados envolve principalmente a questão de suas magnitudes, podendo apresentar resultados que estavam omitidos ou distorcidos pelo modelo anteriormente estimado.

A segunda coluna da tabela 24 contrasta as probabilidades das reivindicações não atendidas com as atendidas – parcialmente e totalmente (isto é, categoria 1 com categorias 2 e 3), e a terceira coluna as probabilidades das reivindicações não atendidas e parcialmente atendidas com as totalmente atendidas (categorias 1 e 2 com categoria 3). Portanto, tomando a categoria com menor código de ordenação como referência, coeficientes positivos indicam maior propensão de o indivíduo estar em uma categoria superior, enquanto que coeficientes negativos demonstram uma maior propensão de estar na categoria corrente ou inferior. Se os coeficientes forem iguais (casos em que o teste de Brant indica que a suposição de linhas paralelas não é violada), as probabilidades de estar em uma categoria superior são similares. Entretanto, se os coeficientes forem diferentes (devido à falha na suposição de linhas paralelas), então as probabilidades entre as categorias são diferentes.

Tabela 24 – Modelo logístico ordenado – período total

Variável	Modelo logístico ordenado generalizado					
	Modelo logístico ordenado	Coeficientes		Efeitos marginais		
		Não atendida vs. parcialmente atendida e totalmente atendida	Não atendida e parcialmente atendida vs. totalmente atendida	Não atendida	Parcialmente atendida	Totalmente atendida
Coeficientes						
grev300	0.3192* (0.0000)	0.2239 (0.0220)	0.4369 (0.0000)	-0.0501 (0.0200)	-0.0363 (0.0630)	0.0864 (0.0000)
grev300_1000	0.2698 (0.0030)	0.2751 (0.0030)	0.2751 (0.0030)	-0.0609 (0.0020)	0.0064 (0.0020)	0.0545 (0.0040)
dur4_10	-0.2436* (0.0030)	-0.1074 (0.2510)	-0.3777 (0.0000)	0.0243 (0.2520)	0.0472 (0.0230)	-0.0715 (0.0000)
dur_10	-0.3342* (0.0010)	-0.2000 (0.0670)	-0.4885 (0.0000)	0.0458 (0.0700)	0.0424 (0.0860)	-0.0882 (0.0000)
de_sp	0.2723 (0.0000)	0.2642 (0.0000)	0.2642 (0.0000)	-0.0597 (0.0000)	0.0090 (0.0030)	0.0507 (0.0000)
d88	0.3538* (0.0000)	0.4748 (0.0000)	0.2016 (0.0370)	-0.1085 (0.0000)	0.0701 (0.0010)	0.0384 (0.0340)
igpdi_1	0.0043* (0.0530)	-0.0008 (0.7550)	0.0090 (0.0000)	0.0002 (0.7550)	-0.0019 (0.0000)	0.0017 (0.0000)
gcateg	0.2709 (0.0110)	0.2810 (0.0090)	0.2810 (0.0090)	-0.0613 (0.0060)	0.0046 (0.0050)	0.0567 (0.0120)
constante 1	-0.1723** (0.1000)	0.1216 (0.2710)	-1.4527 (0.0000)			
constante 2	1.5060** (0.0000)					
Teste de Brant †	41.00 (0.0000)					
Log likelihood	-2994.5935	-2977.1118				
N	2795	2795				

* Variáveis com evidências de violação da suposição de regressão paralela de acordo com o teste de Brant

** Indica os pontos de corte do modelo logístico ordenado de regressões paralelas

† Teste para as variáveis em conjunto

Valor *p* entre parênteses

Fonte: elaborado pelo autor

O tamanho e a duração da greve apresentam relação inversa com a propensão de atendimento das reivindicações. A vantagem da especificação do *número de grevistas* e da *duração* em faixas é permitir não somente verificar o impacto das variáveis nas probabilidades das reivindicações serem atendidas, mas também observar se há diferenças nas magnitudes desses efeitos de acordo com seus respectivos grupos. Assim, os resultados demonstraram que a variável referente às paralisações com até 300 grevistas é a que apresenta maior efeito favorável, relativamente às maiores greves. Ainda, observa-se no modelo

generalizado que o efeito é ainda maior quando considera a propensão de término da greve com reivindicação totalmente atendida, reforçando o resultado demonstrado na estimação inicial.

O efeito das faixas de duração evidencia fortemente que maiores períodos de paralisação estão associados à menor propensão de resultados desfavoráveis aos grevistas. Não apenas os coeficientes negativos apresentam maiores magnitudes para maiores faixas de duração, mas também os efeitos são mais acentuados quando as categorias são comparadas, em direção ao não atendimento das reivindicações.

Na comparação entre os modelos ordenado normal e generalizado, os resultados apresentados pelas *dummies* referentes ao estado paulista e greve de categoria não sofreram diferenças significativas, apresentando os mesmos sinais e magnitudes semelhantes, favoráveis ao atendimento das solicitações dos grevistas. Ainda, ambas atenderam a hipótese de regressões paralelas, resultando, portanto, em iguais coeficientes entre as categorias comparadas no modelo generalizado.

As variáveis relativas ao período pós Constituição de 1988 e à inflação do período anterior demonstraram relação positiva com a propensão ao atendimento das solicitações dos grevistas, assim como violaram a suposição de linhas paralelas. A primeira, no modelo generalizado, apresenta maior magnitude do coeficiente que compara as categorias de não atendimento das reivindicações com o atendimento (ambos os casos) em relação ao atendimento total – demonstrando a maior propensão relacionada à categoria intermediária de resultados. Para os coeficientes da inflação, há uma maior propensão ao atendimento total das solicitações dos grevistas.

Entretanto, uma melhor interpretação dos resultados é realizada através da análise dos efeitos marginais das variáveis. O fato de uma paralisação ser composta por até 300 grevistas eleva em 8.64% a probabilidade de ser término resultar em atendimento total das reivindicações, com redução das probabilidades das duas outras categorias; notadamente, a *não atendida*, com queda de 5%. Confirmando a relação inversa entre o tamanho das greves e a proporção de atendimento das reivindicações, a faixa intermediária de grevistas responde por uma elevação de 5.45% da probabilidade de ser totalmente atendida.

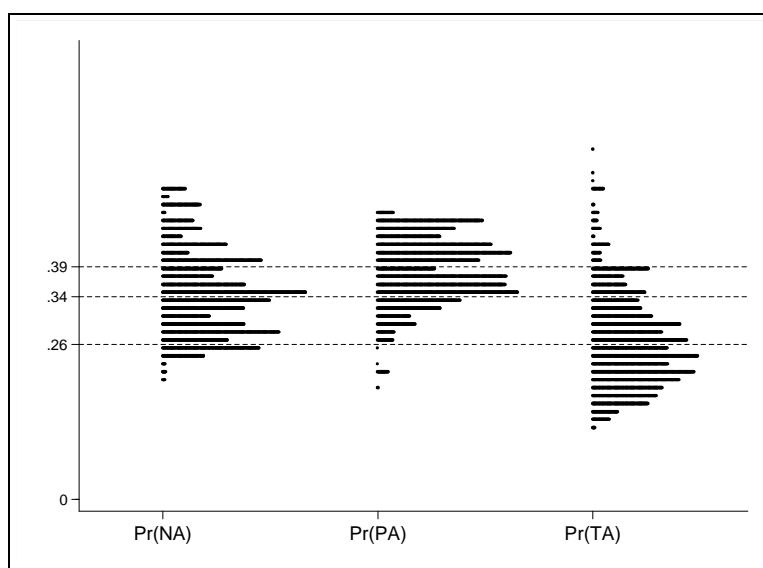
Os resultados também evidenciam a relação inversa entre a duração das greves e o atendimento das reivindicações. Em comparação com as paralisações de até 3 dias, as greves com duração de 4 a 10 dias e acima de 10 dias têm aumento de, respectivamente, 2.43% e 4.58% na probabilidade de resultar em não atendimento das solicitações, e redução de 7.15% e 8.82% de ser totalmente atendida.

As greves que ocorreram no estado de São Paulo, no período pós Constituição e as caracterizadas como greves de categoria reduzem em, respectivamente, 5.97%, 10.85% e 6.13% a probabilidade da paralisação terminar com não atendimento das solicitações, enquanto que a probabilidade de atendimento total é elevada em 5.07%, 3.84% e 5.67% respectivamente.

No caso da inflação do período anterior, verifica-se que não apresenta efeito sobre a probabilidade de término em não atendimento das reivindicações, mas tem efeito positivo sobre o atendimento total, com elevação de 0.17% para cada elevação unitária da variável.

As probabilidades médias de atendimento das reivindicações dos grevistas estão estimadas em 34% de resultar em *não atendida*, 39% em *parcialmente atendida* e 26% em *totalmente atendida*. Para verificar a amplitude das probabilidades de cada categoria, o gráfico 13 demonstra suas respectivas distribuições e seus valores médios.

Gráfico 13 – Distribuição de probabilidade dos resultados



Fonte: elaborado pelo autor

Característica dos modelos logísticos ordenados, a distribuição de probabilidade para a categoria intermediária tem um final mais abrupto, com concentração à esquerda, enquanto as categorias extremas apresentam distribuição mais gradual, com concentração à direita.

Comparando as diferenças nos resultados observados nos anos anteriores e posteriores à Constituição, a tabela 25 apresenta os efeitos marginais das variáveis nos dois

períodos em relação às categorias de proporção de atendimento das reivindicações dos grevistas¹⁷.

Tabela 25 – Efeitos marginais das variáveis – períodos selecionados

Variável	Efeitos marginais					
	Até 1988			Após 1988		
	Não atendida	Parcialmente atendida	Totalmente atendida	Não atendida	Parcialmente atendida	Totalmente atendida
grev300	-0.0557 (0.1100)	0.0135 (0.0790)	0.0422 (0.1240)	-0.0578 (0.0270)	-0.0392 (0.1070)	0.0970 (0.0000)
grev300_1000	-0.0597 (0.0680)	0.0147 (0.0510)	0.0450 (0.0780)	-0.0595 (0.0160)	-0.0006 (0.8380)	0.0600 (0.0220)
dur4_10	0.0892 (0.0030)	-0.0253 (0.0080)	-0.0639 (0.0030)	-0.0154 (0.5650)	0.0811 (0.0020)	-0.0657 (0.0070)
dur_10	0.1281 (0.0020)	-0.0449 (0.0130)	-0.0832 (0.0010)	0.0042 (0.8870)	0.0904 (0.0020)	-0.0945 (0.0000)
de_sp	-0.0870 (0.0040)	0.0240 (0.0080)	0.0630 (0.0040)	-0.0620 (0.0020)	0.0032 (0.2060)	0.0588 (0.0020)
igpdi_1	-0.0052 (0.0100)	-0.0029 (0.1060)	0.0080 (0.0000)	0.0006 (0.3070)	-0.0018 (0.0010)	0.0012 (0.0280)
gcateg	-0.0638 (0.1000)	0.0138 (0.0370)	0.0500 (0.1260)	-0.0467 (0.0910)	-0.0009 (0.7660)	0.0476 (0.1140)
Teste de Brant †	13.51 (0.0610)			35.58 (0.0000)		
Log likelihood*	-1152.7274			-1831.8579		
Log likelihood**	-1148.8333			-1817.3951		
N	1093			1702		

† Teste para as variáveis em conjunto no modelo logístico

* Valores referentes ao modelo logístico ordenado de regressões paralelas

** Valores referentes ao modelo logístico ordenado generalizado

Valor *p* entre parênteses

Fonte: elaborado pelo autor

Observa-se que os efeitos das variáveis são equivalentes aos apresentados pela estimação considerando toda a amostra, porém no período após a promulgação da Constituição a magnitude dos resultados são mais favoráveis aos grevistas; ainda, há uma queda no nível de significância de determinados parâmetros.

Em relação ao tamanho da greve, verifica-se que quanto menor o número de grevistas maior a probabilidade de atendimento das reivindicações. Esse fato fica mais evidente após 1988, onde as variáveis relacionadas às duas menores faixas de grevistas elevam a probabilidade da greve resultar em atendimento total das reivindicações em 9.7% e

¹⁷ Os valores se referem aos efeitos marginais da estimação do modelo logístico ordenado generalizado, ajustada para os efeitos das variáveis que apresentaram violação da hipótese de linhas paralelas.

6%, respectivamente, contra pouco mais de 4% no período anterior¹⁸. A redução da probabilidade de término com não atendimento das reivindicações é praticamente constante pra ambas as faixas e períodos, com valores entre 5.5% e 6%.

Efeitos semelhantes são observados para as variáveis relativas à duração das greves, inversamente relacionadas à probabilidade de total atendimento das solicitações dos grevistas. As paralisações com duração entre 4 e 10 dias implicam em uma redução na probabilidade de resultar na categoria *totalmente atendida* em torno de 6.5% em ambos os períodos e as com duração acima de 10 dias têm uma redução de 6% para o período pré-constitucional e de 9.45% no período posterior à nova lei. A maior diferença é verificada sobre a probabilidade de não atendimento das reivindicações, havendo até o ano de 1988 uma elevação significativa de 8.92% para a faixa intermediária de duração e de 12.81% para a mais alta, enquanto que o efeito não é significativo no período posterior, com as probabilidades de resultado na categoria *parcialmente atendida* sofrendo maiores elevações.

A elevação das probabilidades de atendimento total das reivindicações é praticamente a mesma para as variáveis de estado de São Paulo – cerca de 6% – e de greve de categoria - em torno de 5% – em ambos os períodos, embora os níveis de significância estejam pouco superiores a 10%, enquanto que o efeito da inflação passada é idêntico nas categorias, mas com variação nas magnitudes, reflexo provável das diferenças nas taxas apresentadas nos distintos períodos.

As probabilidades das reivindicações serem atendidas são apresentadas na tabela 22. Observa-se que para toda a amostra, as probabilidades das greves resultarem em não atendimento, atendimento parcial e total são de, respectivamente, 34%, 40% e 26%. Quando se compara os períodos pré e pós constitucionais, observa-se no segundo período um evidente aumento das probabilidades de atendimento das solicitações dos grevistas, com redução de 10% da probabilidade de não atendimento das reivindicações e elevação semelhante das demais categorias em 5%.

Analisando as categorias específicas das paralisações, pode-se verificar a probabilidades apresentadas de acordo com determinadas características (ou grupos de características) das mesmas. Considerando, por exemplo, as greves de categoria com duração de até 3 dias ocorridas no estado de São Paulo, verifica-se que a probabilidade das reivindicações não serem atendidas se reduz para apenas um quarto dos casos, atingindo 40%

¹⁸ Porém, o nível de significância das faixas de grevistas no período pré-Constituição é superior a 5% para a faixa de 300 a 1.000 grevistas e ligeiramente superior a 10% para as faixas extremas no caso de até 300 grevistas.

a probabilidade de ser atendida totalmente. Em geral, não há grandes variações nas probabilidades das greves resultarem em atendimento parcial das reivindicações, apresentando as paralisações de até 3 dias, sem a especificação das faixas de número de grevistas, cerca de 36%, reduzindo para cerca de 32% quando considerados os casos com até 300 grevistas e elevando-se para 40% quando especificadas as greves com mais de 10 dias. As maiores variações das probabilidades são verificadas nas categorias extremas de proporção de resultados obtidos, sendo as maiores diferenças observadas nas seguintes paralisações: favorável ao atendimento das reivindicações, as greves de categoria ocorridas no estado paulista com duração de até 3 dias e com até 300 grevistas, com cerca de 76% da solicitação ser atendida em algum nível, sendo 45% de probabilidade de resultar em atendimento total; no outro extremo, as greves ocorridas nos demais estados (exceto São Paulo) com mais de 10 dias de duração e com mais de 1.000 grevistas apresentam uma probabilidade de 44% de terminar com não atendimento das reivindicações e de apenas 16% de serem totalmente atendidas.

Na comparação entre os anos pré e pós Constituição de 1988, a tabela 26 também apresenta as diferenças nas probabilidades de resultados das reivindicações observadas entre os períodos. Os resultados indicam maiores proporções de atendimento das reivindicações no período pós-constitucional, podendo ser identificados alguns padrões de acordo com o conjunto de características das greves consideradas. Observa-se, por exemplo, incluindo as alterações de especificação para estado paulista e greves de categoria, que para o caso geral das greves com duração de até 3 dias, há uma elevação na probabilidade de resultar em total atendimento das reivindicações em cerca de 6%, com equivalente redução de 3% nas demais categorias; para os casos das greves com até 3 dias e envolvendo até 300 grevistas, a probabilidade de atendimento total se eleva para 9%, com contrapartida de redução de cerca de 3% e de 6% nas probabilidades de resultado de não atendimento e atendimento parcial, respectivamente. As greves com mais de 10 dias de duração são as que apresentam as maiores variações, favoráveis ao atendimento das reivindicações; a probabilidade das reivindicações serem atendidas em algum nível se eleva significativamente em torno de 16% entre os períodos, com os casos de atendimento parcial representando cerca de 12% da variação total.

Tabela 26 – Probabilidades de atendimento das reivindicações (por grupos de características)

	Pr(NA)	Pr(PA)	Pr(TA)
Por período			
Todo o período	0.34	0.40	0.26
Até 1988	0.41	0.36	0.23
Após 1988	0.31	0.41	0.28
Período total			
Greves com duração de até 3 dias	0.32	0.36	0.32
Greves com duração de até 3 dias em São Paulo	0.30	0.36	0.34
Greves de categoria com duração de até 3 dias	0.27	0.36	0.37
Greves de categoria com duração de até 3 dias em São Paulo	0.25	0.35	0.40
Greves com duração de até 3 dias e até 300 grevistas	0.31	0.33	0.36
Greves com duração de até 3 dias e até 300 grevistas em São Paulo	0.28	0.33	0.39
Greves de categoria com duração de até 3 dias e até 300 grevistas	0.26	0.32	0.42
Greves de categoria com duração de até 3 dias e até 300 grevistas em São Paulo	0.24	0.31	0.45
Greves com mais de 10 dias de duração	0.37	0.41	0.22
Greves com mais de 10 dias de duração exceto São Paulo	0.40	0.40	0.20
Greves com mais de 10 dias de duração e mais de 1000 grevistas	0.41	0.41	0.18
Greves com mais de 10 dias de duração e mais de 1000 grevistas exceto São Paulo	0.44	0.40	0.16
Diferença entre os períodos			
Greves com duração de até 3 dias	-0.04	-0.03	0.07
Greves com duração de até 3 dias em São Paulo	-0.03	-0.03	0.06
Greves de categoria com duração de até 3 dias	-0.03	-0.03	0.06
Greves de categoria com duração de até 3 dias em São Paulo	-0.02	-0.04	0.06
Greves com duração de até 3 dias e até 300 grevistas	-0.04	-0.06	0.09
Greves com duração de até 3 dias e até 300 grevistas em São Paulo	-0.03	-0.06	0.09
Greves de categoria com duração de até 3 dias e até 300 grevistas	-0.03	-0.07	0.09
Greves de categoria com duração de até 3 dias e até 300 grevistas em São Paulo	-0.02	-0.07	0.09
Greves com mais de 10 dias de duração	-0.16	0.10	0.06
Greves com mais de 10 dias de duração exceto São Paulo	-0.17	0.12	0.06
Greves com mais de 10 dias de duração e mais de 1000 grevistas	-0.15	0.12	0.03
Greves com mais de 10 dias de duração e mais de 1000 grevistas exceto São Paulo	-0.17	0.13	0.03

Fonte: elaborado pelo autor

Portanto, observando as diferenças entre os períodos, verificamos uma maior probabilidade de acordo entre as partes no período posterior a 1988, com impacto positivo na probabilidade de atendimento total das reivindicações para todas as combinações de características das greves selecionadas. Ainda, as greves com até 300 integrantes são as que apresentam impacto mais favorável para a reivindicação ser totalmente atendida, enquanto que as paralisações com mais de 10 dias são as que apresentam as maiores reduções nas probabilidades de não atendimento das propostas.

5.2.1 – Extensão da pesquisa: resultado das reivindicações das greves do setor privado no período 1986-1991

Para dar maior suporte aos resultados da análise dos resultados das reivindicações das greves iniciadas por motivações salariais, esta seção desenvolve uma extensão da pesquisa, analisando as paralisações do setor privado. De forma similar ao procedimento adotado na seção 5.1.1, serão somente considerados os casos ocorridos entre os anos de 1986 e 1991, por apresentar intervalos similares de tempo de três anos antes e depois da entrada em vigor da Constituição Federal de 1988.

As estimações seguem a modelagem econométrica utilizada na seção anterior, assim como o conceito e a forma de representação da variável dependente e das variáveis independentes consideradas no estudo. Inicialmente são realizadas as estimações através do modelo logístico ordenado. Na seqüência do estudo, considerando somente as variáveis estatisticamente significantes, é aplicado o teste de Brant, para verificar a hipótese de regressões paralelas; havendo a violação da suposição, utiliza-se o modelo logístico ordenado generalizado, que corrige os coeficientes estimados. A partir da adequada representação do modelo, são então apresentados os efeitos marginais das variáveis explicativas sobre as categorias dos resultados das reivindicações. Completando o estudo, são então demonstradas as probabilidades de atendimento das reivindicações dos grevistas, de acordo com determinados grupos de características das paralisações.

Na estimação do modelo logístico ordenado, as *dummies* referentes às paralisações com até 300 grevistas, às ocorridas no estado de São Paulo e ao período constitucional, assim como a variável taxa de inflação, apresentaram significância a 5%, enquanto que a *dummy* do setor industrial somente a 10%. As variáveis relativas às greves de categoria e taxa de desemprego não apresentaram significância estatística. Os resultados das estimações, considerando somente as variáveis que apresentaram significância estatística, estão demonstrados na tabela 27. Quanto ao teste de Brant, os resultados sugerem que as variáveis referentes ao número de grevistas e taxa de inflação violam a suposição de regressões paralelas, portanto justificando a utilização do modelo generalizado, que permite a variação de seus coeficientes entre as categorias.

De maneira similar aos resultados observados na estimação inicial, no modelo generalizado as variáveis referentes às paralisações com até 300 grevistas, as ocorridas no estado de São Paulo, ao período pós-constitucional e à taxa de inflação apresentaram relação positiva com a propensão de atendimento das reivindicações, enquanto que as greves

ocorridas no setor industrial são as que afetam negativamente a probabilidade das solicitações serem atendidas. Ainda, no caso das variáveis que não satisfazem a suposição de regressões paralelas, o coeficiente se eleva expressivamente quando são consideradas as maiores categorias da variável dependente, indicando um aumento da propensão ao atendimento total das reivindicações.

Tabela 27 – Modelo logístico ordenado – período total

Variável	Modelo logístico ordenado generalizado					
	Modelo logístico ordenado	Coeficientes		Efeitos marginais		
		Coeficientes	Não atendida vs. parcialmente atendida e totalmente atendida	Não atendida e parcialmente atendida vs. totalmente atendida	Não atendida	Parcialmente atendida
grev300	0.2291* (0.0110)	0.1262 (0.2250)	0.3458 (0.0010)	-0.0272 (0.2240)	-0.0405 (0.0830)	0.0678 (0.0010)
de_sp	0.3206 (0.0010)	0.3155 (0.0010)	0.3155 (0.0010)	-0.0692 (0.0020)	0.0091 (0.0310)	0.0601 (0.0010)
d88	0.3628 (0.0000)	0.3724 (0.0000)	0.3724 (0.0000)	-0.0825 (0.0000)	0.0127 (0.0180)	0.0698 (0.0000)
igpdi_1	0.0084* (0.0020)	0.0043 (0.1780)	0.0110 (0.0000)	-0.0009 (0.1780)	-0.0012 (0.0590)	0.0021 (0.0000)
ds_ind	-0.1964 (0.0760)	-0.1992 (0.0720)	-0.1992 (0.0720)	0.0422 (0.0660)	-0.0026 (0.0990)	-0.0397 (0.0780)
constante 1	-0.2487** (0.0410)	0.3419 (0.0070)	-1.6491 (0.0000)			
constante 2	1.5406** (0.0000)					
Teste de Brant †	10.52 (0.0620)					
Log likelihood	-1959.4447	-1954.9552				
N	1834	1834				

* Variáveis com evidências de violação da suposição de regressão paralela de acordo com o teste de Brant

** Indica os pontos de corte do modelo logístico ordenado de regressões paralelas

† Teste para as variáveis em conjunto

Fonte: elaborado pelo autor

Interpretando os resultados através dos efeitos marginais, confirma-se a relação inversa entre tamanho das greves e atendimento das reivindicações, apresentando as paralisações com até 300 grevistas uma elevação em torno de 6.8% na probabilidade de ser totalmente atendida. O fato das greves iniciarem no estado de São Paulo e no período pós Constituição representam um acréscimo de, respectivamente, 6% e 7% nas probabilidades de atendimento total das solicitações, sendo ainda as variáveis com maiores impactos na redução

das probabilidades da reivindicação não ser atendida, cerca de 7% e 8%, respectivamente. No caso das greves ocorridas no setor industrial, há uma redução superior a 4% na probabilidade de atendimento total das reivindicações, cujo impacto se reflete no aumento da expectativa de não atendimento. A inflação, por sua vez, apresenta uma relação positiva com as proporções de atendimento das solicitações dos grevistas.

A tabela 28 demonstra a análise das probabilidades de atendimento das reivindicações, de acordo com determinadas características (ou grupos de características) selecionadas. Observando toda a amostra, as probabilidades das greves resultarem em não atendimento, atendimento parcial e total são de, respectivamente, 32%, 42% e 26%. Na comparação entre os períodos pré e pós-constitucionais, verifica-se uma elevação nas probabilidades de atendimento das solicitações dos grevistas.

Tabela 28 – Probabilidades de atendimento das reivindicações (por grupos de características)

	Pr(NA)	Pr(PA)	Pr(TA)
Por período			
Todo o período	0.32	0.42	0.26
Até 1988	0.38	0.41	0.22
Após 1988	0.29	0.42	0.29
Período total			
Greves com até 300 grevistas	0.30	0.40	0.30
Greves com até 300 grevistas no setor industrial	0.31	0.39	0.29
Greves no estado de São Paulo	0.29	0.42	0.29
Greves no estado de São Paulo no setor industrial	0.30	0.42	0.28
Greves com até 300 grevistas no estado de São Paulo	0.28	0.39	0.33
Greves com mais de 300 grevistas	0.33	0.44	0.24
Greves com mais 300 grevistas no setor industrial	0.34	0.43	0.23
Greves fora do estado de São Paulo	0.36	0.41	0.23
Greves com mais 300 grevistas no estado de São Paulo	0.30	0.44	0.26
Greves com mais 300 grevistas no estado de São Paulo no setor industrial	0.31	0.44	0.25
Greves com mais 300 grevistas exceto São Paulo em outros setores	0.34	0.43	0.23
Greves com mais 300 grevistas exceto São Paulo no setor industrial	0.39	0.42	0.19
Diferença entre os períodos			
Greves com até 300 grevistas	-0.08	0.00	0.08
Greves com até 300 grevistas no setor industrial	-0.08	0.01	0.07
Greves no estado de São Paulo	-0.08	0.01	0.07
Greves no estado de São Paulo no setor industrial	-0.08	0.01	0.07
Greves com até 300 grevistas no estado de São Paulo	-0.08	0.00	0.08
Greves com mais de 300 grevistas	-0.08	0.02	0.06
Greves com mais 300 grevistas no setor industrial	-0.09	0.02	0.06
Greves fora do estado de São Paulo	-0.09	0.02	0.06
Greves com mais 300 grevistas no estado de São Paulo	-0.08	0.01	0.07
Greves com mais 300 grevistas no estado de São Paulo no setor industrial	-0.08	0.02	0.07
Greves com mais 300 grevistas exceto São Paulo em outros setores	-0.09	0.03	0.06
Greves com mais 300 grevistas exceto São Paulo no setor industrial	-0.07	-0.01	0.08

Fonte: elaborado pelo autor

Analisando as características específicas selecionadas para o período total, observa-se, por exemplo, que as paralisações com até 300 grevistas têm uma probabilidade de cerca de 70% das reivindicações serem atendidas, sendo 40% de atendimento parcial e 30% de atendimento total. A situação em que as probabilidades são mais favoráveis aos grevistas são as greves com até 300 integrantes, iniciadas no estado de São Paulo e excetuando-se o setor industrial, com cerca de 75% de probabilidade das solicitações serem atendidas, representando o atendimento total cerca de 36% do total. De forma similar, a situação mais desfavorável aos grevistas são as greves com mais de 300 integrantes, ocorridas no setor industrial, fora do estado de São Paulo, onde a probabilidade das reivindicações não serem atendidas se elevam para quase 40% e a expectativa de ser totalmente atingida representa apenas 19%.

Comparando as diferenças entre os períodos pré e pós Constituição, os resultados apresentam-se favoráveis ao atendimento das reivindicações. De uma forma geral, verifica-se que para todos os grupos de características selecionadas das paralisações, há uma elevação em torno de 7% da probabilidade de atendimento total das reivindicações, impacto próximo ao da redução das expectativas de resultarem em não atendimento, cerca de 8%.

Portanto, a implementação da Constituição Federal causa um impacto positivo no resultado final das negociações, elevando a probabilidade de acordos favoráveis aos trabalhadores. De forma geral, observamos que os resultados encontrados são equivalentes aos obtidos na seção anterior, confirmando a representatividade do modelo.

6 – ANÁLISE DE RESULTADOS

A maior diferença dos padrões de greves brasileiras em relação à grande parte das observadas nos demais países é o tempo total das paralisações. A característica no Brasil são as greves curtas, sendo que das mais de 15 mil greves com duração observada que constam na base de dados original, somente cerca de 2% tiveram tempo superior a 45 dias e 1% superior a 60 dias. Enquanto que no caso brasileiro as paralisações apresentam apenas uma média de 8 dias e mediana de 5 dias, a duração média das greves no setor de manufatura nos Estados Unidos e no Canadá varia entre 40 e 50 dias, com mediana de 25 a 40 dias [Card (1990)]. Segundo Pichetti (2002), tal fato se deve à legislação brasileira, que evita conflitos entre as partes envolvidas na negociação e ao significativo papel dos sindicatos em apoiar as paralisações – maior poder de barganha implica na redução do tempo das greves. A duração das greves brasileiras se aproxima dos valores observados na Espanha, com tempo médio de 5.75 dias e mediana de 3 dias [Pérez et al. (2006)], na Holanda, com duração média anual das greves entre 2 e 12 dias e na França, de 1 a 8 dias [Butter e Koppes (2003)].

Enquanto a maior parte dos estudos aponta que a probabilidade das greves atingirem um acordo é inversamente relacionada com a sua duração – o que resulta no formato da função risco sendo negativamente inclinado – essa pesquisa apresentou resultados semelhantes com os encontrados por Keenan (1995) [apud Keenan e Wilson (1998)] nas greves da indústria manufatureira americana. Isso implica em uma elevação da probabilidade de encerramento das greves (independente de um acordo ser atingido) nos primeiros dias de paralisação, típica de dados caracterizados por curta duração. Porém, como a inclinação das curvas de risco passa a ser negativa somente a partir do décimo oitavo dia, podemos considerar que esse formato da função é predominante nos dados, pois representa cerca de 90% dos casos observados.

Diferenças nas características das greves entre os anos pré e pós-constitucionais são evidenciadas. Além da distinção observada entre as curvas de sobrevivência não-paramétricas dos dois períodos, os testes Wilcoxon e *logrank* de igualdade de função sobrevivência confirmaram a adequada utilização da variável relativa ao período pós Constituição Federal no modelo. Na estimação inicial do modelo de Cox, os resultados demonstram significativamente uma redução do risco proporcional, indicando que as greves a partir de 1988 tendem a ser mais longas. A violação da suposição de risco proporcional – indicando que o coeficiente da variável *dummy* referente ao período pós constitucional não é constante no tempo – pode ser atribuída às diferenças nos padrões das greves nos dois

períodos, sendo necessária a estratificação do modelo de Cox para captar os distintos efeitos. Ainda, a especificação final do modelo sendo o de Cox estratificado com interação demonstra também a diferença entre os coeficientes das estimações de acordo com o período considerado. De forma similar, na segunda parte deste capítulo a distinção entre os anos pré e pós-constitucionais evidenciam que a alteração da principal legislação brasileira teve efeito significativo nos padrões apresentados pelos resultados finais nas negociações entre empregados e empregadores, favorecendo o aumento das probabilidades de atendimento das solicitações dos grevistas.

Os principais resultados encontrados nesse estudo são demonstrados na tabela 29, que apresenta o impacto dos indicadores analisados sobre a duração das greves e as probabilidades de atendimento das reivindicações dos grevistas.

Tabela 29 – Efeito dos indicadores selecionados sobre a duração e o resultado das greves

Indicador	Duração das greves	Probabilidade de atendimento das reivindicações
Número de grevistas	eleva	reduz
Duração das greves	-	reduz
Período pós Constituição de 1988	eleva	eleva
Estado de São Paulo	reduz	eleva
Inflação	eleva	eleva
Desemprego	reduz	-
Greve de categoria	-	eleva

Fonte: elaborado pelo autor

Em relação ao número de grevistas, observa-se um risco decrescente para as maiores faixas, indicando que a duração está positivamente relacionada com o tamanho da greve. Os resultados estão de acordo com os encontrados por Harrison e Stewart (1993) para as greves canadenses de até 500 grevistas com reivindicações salariais, mas contrários aos obtidos por Pérez et al. (2006) com dados das greves ocorridas na Espanha e por Cramton et al. (1999) com informações de greves canadenses. Não há, entretanto, uma significativa diferença nas durações médias entre as faixas de grevistas consideradas, de 7.6 dias no caso de até 300 grevistas, de 8 dias entre 300 e 1.000 grevistas e de 8.8 dias para as paralisações com mais de 1.000 grevistas. Como as faixas de grevistas interadas (multiplicadas pela variável $d88$) não se apresentaram estatisticamente significantes, temos que o risco proporcional é relativamente constante em ambos os períodos.

Os resultados indicaram que o índice de inflação tem uma relação positiva com a duração das greves, no período pré-constitucional. Efeito semelhante foi encontrado por

Vroman (1989), que sugere que, embora ambas as partes envolvidas nas negociações têm noção comum da necessidade de atualização dos salários, discordam do nível de reajuste a ser realizado; quanto maior a inflação, maiores as diferenças entre os valores negociados pelas partes. Pérez et al. (2006) encontra relação positiva entre a inflação e o tempo das paralisações para as negociações que não resultam em acordo, enquanto que a mesma é negativa para as resultantes em acordo; porém, na análise total da amostra, a variável não apresentou significância estatística. No período pós-constitucional a inflação não demonstrou efeito sobre a duração das greves, pois embora seja estatisticamente significativa, tem coeficiente próximo de zero (risco proporcional unitário).

A taxa de desemprego apresentou relação inversa com a duração das greves em ambos os períodos. Os resultados são consistentes com os obtidos por Card (1990), McConnell [*apud* Card (1990)] e Pichetti (2002), mas contrários aos encontrados por Vroman (1989) e Cramton et al. (1999); no estudo de Pérez (2006) a variável não apresentou significância estatística. A literatura econômica demonstra uma ambiguidade no impacto do desemprego sobre a duração das greves, sendo que o efeito final é resultado de condições específicas de cada economia analisada. No caso brasileiro, a relação negativa entre o desemprego e a duração das greves pode ser reflexo do maior poder de barganha das empresas sobre os sindicatos – quando os índices de desemprego se elevam, a diferença entre os salários demandados e ofertados tende a ser menor, aumentando a probabilidade de se atingir um acordo e, conseqüentemente, reduzindo o tempo das greves. A redução da taxa de risco no período pós-constitucional pode ser interpretada como um reflexo do aumento do nível organizacional e, de forma mais evidente, do aumento do poder de barganha dos sindicatos, reduzindo o impacto de variações no desemprego sobre o diferencial de salários propostos por ambas as partes nas negociações, dessa forma elevando a duração das paralisações.

No Estado de São Paulo historicamente ocorreram os principais e maiores movimentos grevistas do país, sendo local de surgimento da maioria dos sindicatos e associações de trabalhadores. A partir da inclusão da variável *dummy* representando o estado, os resultados demonstraram significativamente que a taxa de risco das greves iniciadas em empresas ou instituições paulistas é mais elevada – devido principalmente ao papel dos sindicatos em relação às greves e à importante característica da legislação brasileira no apoio dado às organizações trabalhistas e aos sindicatos nas negociações [Pichetti (2002)] – tendo, portanto, uma tendência de reduzir as durações. No período pós-constitucional, a taxa de risco se reduz, mas ainda apresenta uma menor duração das greves relativamente aos demais estados. Esse resultado pode ser interpretado como o efeito da maior definição das leis em

relação aos movimentos trabalhistas, onde houve uma tendência de maior organização dos agentes grevistas e a presença de regras mais claras; como os principais casos ocorrem em São Paulo, esse efeito tende a ser mais evidente nos movimentos deflagrados no estado.

Quanto aos resultados das reivindicações, o estudo apresentou alguns indicadores representativos. De acordo com os resultados, o número de grevistas tem relação inversa com a proporção de atendimento das reivindicações. Resultados similares foram obtidos por Card e Olson (1995) e Pérez et al. (2006), que sugerem que pequenos grupos de grevistas estão geralmente associados a cargos específicos, com grande proporção de adesão às paralisações, com forte poder de barganha. A relação entre essas variáveis é ambígua, pois depende de outros fatores, como nível de organização dos grevistas, proporção de trabalhadores que aderiram à paralisação em relação ao total, entre outros. De acordo com a literatura referente, o efeito escala pode ser positivo pelo fato de greves com maior número de integrantes tenderem a apresentar maior efetividade na redução dos lucros das empresas, causando maior ineficiência produtiva e elevando o poder de negociação dos trabalhadores. A relação inversa entre as variáveis ocorre geralmente devido a dois motivos principais: o primeiro é uma mais elevada organização de menores grupos de grevistas, que têm relativamente maior consistência das solicitações (maior probabilidade de terem objetivos em comum, podendo concentrar as negociações em determinados pontos principais, mais possíveis de serem atingidos); o segundo é o fato de maiores níveis na hierarquia de empresas ou instituições possuem em geral menor número de integrantes – devido ao fato de tais funcionários exercerem cargos mais importantes para o desempenho das empresas, há uma tendência em resultar as greves com acordos favoráveis aos trabalhadores.

Os resultados também demonstram uma relação inversa entre a proporção de atendimento das reivindicações e a duração das greves. Quanto maior a faixa de duração considerada, menores são as probabilidades de atendimento das solicitações dos grevistas – a cada faixa superior considerada, eleva-se a probabilidade de não atendimento, reduzindo-se a de atendimento total. Efeitos similares foram encontrados no estudo de Card e Olson (1995). A relação negativa entre as variáveis pode se dar devido aos seguintes fatores: a duração elevada nas paralisações pode representar baixo poder de negociação dos trabalhadores, seja por sua baixa representatividade ou pela proposta relativamente elevada para retorno às atividades; ainda, considerando a assimetria de informações entre grevistas e firmas, na medida em que a duração das greves se eleva, há indícios de maior força das empresas nas negociações, reduzindo as expectativas dos trabalhadores de se atingir um acordo totalmente favorável a suas reivindicações.

A inflação não apresentou um impacto significativo na probabilidade de não atendimento das solicitações, somente nas categorias relacionadas ao atendimento. Dos casos em que as reivindicações foram atendidas, a variável está inversamente relacionada com a proporção de resultados totalmente atendidos. Entretanto, Pérez et al. (2006) encontraram efeito positivo, argumentando que expectativa de custos futuros elevados gera maior probabilidade de se atingir um acordo. Não há na literatura um efeito específico da variável sobre o resultado final das negociações, sendo que seu efeito pode variar de acordo com as características da economia analisada. A inflação do período anterior é utilizada como uma *proxy* da expectativa da variável para o próximo mês – por ambas as partes envolvidas nas negociações – no estudo em questão, sendo o período caracterizado por altos índices e grandes variações de inflação, podem ocorrer diferenças significativas nos valores esperados pelos agentes e conseqüentemente elevando a diferença entre os valores solicitados pelos grevistas e oferecidos pelos empregadores, contribuindo para que haja uma redução da proporção de atendimento das reivindicações.

O desemprego não apresentou influência sobre os resultados finais das negociações. Relação não significativa entre as variáveis também foi encontrados por Pérez et al. (2006). No entanto, a literatura demonstra que o resultado pode ser ambíguo, pois depende das condições específicas da economia. Baixa taxa de desemprego pode estar associada a maior eficiência produtiva, tornando o efeito da variável positivo; ainda, a variável pode apresentar impactos negativos devido à redução do poder de barganha dos trabalhadores quando o desemprego é alto, ou seja, quando há maior oferta de mão de obra, há maior facilidade de alterações no quadro de empregados, ampliando o poder de negociação das firmas.

As paralisações caracterizadas como *greve de categoria* se demonstraram favoráveis ao atendimento das reivindicações, elevando de forma expressiva a probabilidade de atendimento total das solicitações dos grevistas. Embora não tenham uma expressiva representação – cerca de 15% da amostra – os resultados são significativos. Tais greves geralmente apresentam duas características principais: o fato de haver uma maior organização de seus integrantes, geralmente com paralisações de maior amplitude (não apenas os trabalhadores de uma empresa param, mas várias empresas da mesma categoria) e o fato de estarem associados com organizações sindicais, resultando em um maior poder de negociação por parte dos trabalhadores.

Com as mudanças decorrentes da Constituição de 1988 e de uma maior organização das atividades sindicais, os trabalhadores tiveram uma maior organização e uma

representação mais efetiva, o que contribuiu expressivamente para que atingissem acordos mais favoráveis em suas negociações coletivas. Os resultados desse estudo confirmam essa expectativa, tendo o período pós-constitucional uma elevação nas probabilidades de atendimento das reivindicações dos grevistas. Considerando individualmente os indicadores selecionados, todos tiveram uma significativa elevação da proporção de atendimento das reivindicações no período pós-constitucional, principalmente relacionado ao atendimento total das solicitações. Ainda, quando analisadas especificamente as greves, separadas por sub-grupos, ou seja, divididas por determinadas características, houve expressiva elevação da probabilidade de atendimento total das reivindicações, especialmente para as paralisações curtas, com até três dias de duração. Esse efeito favorável pode ser decorrente dos seguintes fatores: alterações nos dispositivos que regulam os movimentos grevistas e os sindicatos, através da promulgação da Constituição Federal de 1988, não apenas aumentando o poder de negociação dos trabalhadores, mas reconhecendo legalmente suas atividades; ainda, torna mais definida a relação trabalhista, com maior especificação dos direitos e deveres de empregadores e trabalhadores e as formas de negociação; por fim, a partir do maior nível de organização e informação dos representantes dos trabalhadores, as reivindicações passam a ser mais fundamentadas e objetivas, não apenas solicitações por maiores ganhos [Noronha et al.(1998), Zylberstajn (2005a) e Tafner (2006)].

7 – CONCLUSÃO

De uma forma geral, as greves são decorrentes de negociações coletivas entre firmas e trabalhadores em períodos de renovações de contratos ou em tempos de instabilidade econômica, quando as partes não atingem um acordo, seja por motivos econômicos ou condições de trabalho. A literatura econômica cita como principal causa das paralisações a assimetria de informações – por exemplo, a relação dos salários e remunerações com a produtividade pode ser mais diretamente observada pelas firmas do que pelos trabalhadores; no caso de indicadores macroeconômicos, índices de inflação ou de desemprego podem ter diferentes efeitos sobre as expectativas de ganhos dos agentes – tendo, dessa forma, impacto direto tanto nas negociações quanto em seus acordos finais.

Os resultados deste estudo demonstraram que os indicadores referentes ao número de grevistas, às greves ocorridas no estado de São Paulo e a promulgação da Constituição Federal de 1988 foram os que apresentaram os efeitos mais significativos sobre a duração das paralisações e sobre os resultados finais das negociações.

Selecionando os casos por número de grevistas, os resultados indicaram que as menores faixas são as que apresentam as propensões a menores durações e com maiores probabilidades de atendimento total das reivindicações; na medida em que são consideradas as faixas mais elevadas, as greves tendem a ser mais longas e com menor proporção das solicitações atendidas. Resultados similares foram apresentados nas greves deflagradas no estado paulista, onde, em comparação com os demais estados, ocorreram paralisações mais curtas e com maior proporção de atendimento das reivindicações.

O estudo evidenciou ainda as diferenças entre os períodos pré e pós-Constituição de 1988, observando que a promulgação da nova lei federal causou impacto representativo em ambos os modelos adotados para analisar as greves. No primeiro modelo, verificou-se que os padrões de duração das paralisações se alteraram entre os períodos, não somente no impacto das variáveis consideradas, mas também na própria estrutura do modelo econométrico utilizado. Similarmente, confirmou-se a representatividade do período pós-constitucional no segundo modelo, favorecendo os acordos finais atingidos pelas negociações, apresentando significativas diferenças favoráveis ao atendimento das solicitações nos resultados finais das paralisações.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

- ABREU, M. N. S.; SIQUEIRA, A. L.; CAIAFFA, W. T. Regressão Logística Ordinal em Estudos Epidemiológicos. **Revista de Saúde Pública**, v.43, n.1, p.183-194, 2009.
- ARMSTRONG D.; JACKSON M. (2009). Ordered Logit and Probit. Intermediate Social Statistics. Course for graduate students in the Social Sciences, week 5. Disponível em: http://www.quantoid.net/ISS_week5_09.pdf. Acesso em 02/03/2010.
- ASHENFELTER, O.; JOHNSON, G. E. Bargaining Theory, Trade Unions, and Industrial Strike Activity. **The American Economic Review**, v.59, n.1, p. 35-49, 1969.
- BAUM, C. F. An Introduction to Modern Econometrics Using Stata. Texas: Stata Press, 2006.
- BERG. G. J. Duration Models: Specification, Identification and Multiple Durations. **Handbook of Econometrics**, v.5, p.3381-3460, 2001.
- BRANT, R. Assessing Proportionality in the Proportional Odds Model for Ordinal Logistic Regression. **Biometrics**, v.46, p.1171-1178, dec. 1990.
- BUIS, M. L. An Introduction to Survival Analysis. Department of Social Research Methodology. Vrije Universiteit Amsterdam. April, 2006.
- BUTTER, F. A. G.; KOPPES, S. Y. Strikes in France and the Netherlands. A comparison of Labour Market Institutions. Tinbergen Institute Discussion Paper. TI 2003-087/3, 2003.
- CARD, D.; OLSON, C. A. Bargaining Power, Strike Durations, and Wage Outcomes: An Analysis of Strikes in the 1880s. **Journal of Labor Economics**, v.13, n.1, p.32-61, jan. 1995.
- CARD, D. Longitudinal Analysis of Strike Activity. **Journal of Labor Economics**, v.6, n.2, p.147-176, apr. 1998.
- _____. Strikes and Bargaining: A Survey of the Recent Empirical Literature. **The American Economic Review**, v.80, n.2, p.410-415, May 1990.
- COLOSIMO E. A.; GIOLO, S. R. Análise de Sobrevivência Aplicada. São Paulo: Edgard Blücher, 2006.
- CRAMTON, P; GUNDERSON, M; TRACY, J. The Effect of Collective Bargaining Legislation on Strikes and Wages. **The Review of Economics and Statistics**, v.81, n.3, p.475-487, 1999.
- CRAMTON, P.; TRACY J. Unions, Bargaining and Strikes. **International Handbook of Trade Unions**. Ed. John T. Addison and Claus Schnabel. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2002.
- DESHPANDE, J. V.; PUROHIT, S. G. Survival, Hazard and Competing Risks. **Current Science**, v.80, n.9. May 2001.

FARBER, H. S. Notes on the Economics of Labor Unions. Princeton, Industrial Relations Section, Princeton University. May 2001.

FITZENBERGER, B.; WILKOW, R. A. Using Quantile Regression for Duration Analysis. Larger version of paper published in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, v.90, n.1, 2005.

FOK, D.; FRANCES, P. H. Ordered Logit Analysis for Selectively Sampled Data. **Computational Statistics & Data Analysis**, v. 40, p.477-497, 2002.

FU, V. K. Estimating Generalized Ordered Logit Models. **Stata Technical Bulletin**, v.44, p.27-30, 1998.

FULLERTON A. S. A Conceptual Framework for Ordered Logistic Regression Models. **Sociological Methods and Research**, v.38, p.306-347, 2009.

GARRETT, J. M. Predicted Survival Curves for the Cox Proportional Hazards Model. **Stata Technical Bulletin**, v.44, p.37-41, 1998.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 5. ed. Upper Saddle River, New Jersey. Prentice-Hall, 2003.

GREENE, W. H.; HENSHER, D. A. Modeling Ordered Choices: A Primer and Recent Developments. Version 4. June, 2008.

HARRISON, A; STEWART, M. Strike Duration and Strike Size. **The Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'Economique**, v.26, n.4, p.830-849, 1993.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. A Constituição Brasileira de 1988 Revisitada: Recuperação Histórica e Desafios Atuais das Políticas Públicas nas Áreas Econômica e Social. Volumes 1 e 2. Brasília, IPEA, 2009.

JIMENEZ-MARTIN S. Strike Outcomes and Wage Settlements in Spain. **Economics Working Papers**. Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra, n.750, 2004.

JIMÉNEZ-MARTIN, S.; MARCO, M. El Conflicto en las Relaciones Laborales. Un Panorama. **Revista de Economía Aplicada**, v.6, n.17, p.81-107, 1988.

JIMÉNEZ-MARTÍN, S. Strike Outcomes and Wage Settlements in Spain. *Labour*, v.20, n.4, p.673-698, 2006.

KENNAN, J. The Economics of Strikes. **Handbook of Labour Economics**, Chapter 19, vol. 2, pp 1091-1137, 1987.

KENNAN, J.; WILSON, R. Strategic Bargaining Models and Interpretation of Strike Data. Working Papers in Economics E88-47. The Hoover Institution. Stanford University. December, 1988.

KLEINBAUM, D. G.; KLEIN, M. Logistic Regression - A Self-Learning Text. Second Edition. Statistics for Biology and Health. New York: Springer, 2002.

_____. Survival Analysis - A Self-Learning Text. 2. ed. Statistics for Biology and Health. New York: Springer, 2005.

LANCASTER, T. The Econometric Analysis of Transition Data. **Econometric Society Monographs**. Cambridge University Press, 1990.

LEITE, M. P. Três Anos de Greve em São Paulo: 1983/1985. **São Paulo em Perspectiva**. São Paulo: Fundação SEADE, v.1, n2, p.50-64, jul./set 1987.

LONG, J. S.; FREESE, J. Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata. College Station, Texas: Stata Press, 2006.

NORONHA, E. G.; GEBRIN, V.; ELIAS Jr. J. Explicações para um Ciclo Excepcional de Graves: o Caso Brasileiro. XXI Congresso internacional do LASA, Latin American Studies Association, 1998.

PENG, C. Y. J.; LEE, K. L.; INGERSOLL, G. M. An Introduction to Logistic Regression Analysis and Reporting. **The Journal of Educational Research**, v.96, n.1, sep/oct 2002.

PÉREZ, S. E.; ALEDO, M. M.; BARRACHINA, M. E. R. A Competing Risks Analysis of Strike Duration in Spain: Agreement and Non-Agreement Outcomes. **Revista de Economía Laboral**, v.3, p.14-45, 2006.

PICCHETTI, P. An Econometric Analysis of Strike Activity in the Brazilian Industrial Sector. **Labour**, v.16, p.177-200, 2002.

RODRÍGUEZ, G. Parametric Survival Analysis. Working Paper. Princeton University, 2005.

SINET-UFU (2009). A História do Sindicalismo no Brasil. Disponível via <http://www.sinet.ufu.br/sindicalismo.htm>. Acesso em 19/06/2009.

STATA CORPORATION. Survival Analysis and Epidemiological Tables. Reference Manual: Release 10. College Station: Stata Press, 2007.

TAFNER, P. Instituições Trabalhistas e Desempenho do Mercado de Trabalho no Brasil. Brasil: o Estado de uma Nação, Capítulo 4. Editora: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, 2006.

VITTINGHOFF, E.; SHIBOSKI, S. C.; GLIDDEN, D. V.; MCCULLOCH, C. E. Regression Methods in Biostatistics - Linear, Logistic, Survival, and Repeated Measures Models. Statistics for Biology and Health. New York: Springer, 2005.

VROMAN, S. A Longitudinal Analysis of Strike Activity in U.S. Manufacturing: 1957-1984. **The American Economic Review**, v.79, n.4, p.816-826, 1989.

WILLIAMS, R. Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables. **The Stata Journal**, v.6, n.1, p.58-82, 2006.

_____. Estimating Heterogeneous Choice Models with Stata. Currently under review at the Stata Journal. Last revised August 11, 2008a.

_____. Ordinal Regression Models: Problems, Solutions, and Problems with the Solutions. German Stata Group Meetings. June 27, 2008b.

_____. Using Heterogeneous Choice Models to Compare Logit and Probit Coefficients Across Groups. **Sociological Methods and Research**, v.37; n.4, p.531-559, may 2009.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, 2001.

ZYLBERSTAJN, H. *Relações Trabalhistas e Sindicais*. In: Gustavo Boog; Magdalena Boog. (Org.). *Manual de Gestões de Pessoas e Equipes*. São Paulo: Gente, p. 195-214, 2002.

_____. Reforma Trabalhista: Oportunidade para Reconhecer os Diferentes Mercados de Trabalho. **Revista de Direito do Trabalho**, São Paulo, v.31, p.88-104, 2005a.

_____. A Reforma Sindical de Lula. **Revista de Direito do Trabalho**, São Paulo, v.31, p.94-116, 2005b.

_____. *Impact of Bargaining Structure on Profit - and Gain Sharing Negotiation Outcomes in Brazil*. (Apresentação de Trabalho/Congresso), 2006.

ANEXO

ANEXO I – CONSTITUIÇÃO FEDERAL DE 1988 – ARTIGOS SELECIONADOS

Artigo 7º

São direitos dos trabalhadores urbanos e rurais, além de outros que visem à melhoria de sua condição social:

I - relação de emprego protegida contra despedida arbitrária ou sem justa causa, nos termos de lei complementar, que preverá indenização compensatória, dentre outros direitos;

II - seguro-desemprego, em caso de desemprego involuntário;

III - fundo de garantia do tempo de serviço;

IV - salário mínimo, fixado em lei, nacionalmente unificado, capaz de atender às suas necessidades vitais básicas e às de sua família com moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, vestuário, higiene, transporte e previdência social, com reajustes periódicos que lhe preservem o poder aquisitivo, sendo vedada sua vinculação para qualquer fim;

V - piso salarial proporcional à extensão e à complexidade do trabalho;

VI - irredutibilidade do salário, salvo o disposto em convenção ou acordo coletivo;

VII - garantia de salário, nunca inferior ao mínimo, para os que percebem remuneração variável;

VIII - décimo terceiro salário com base na remuneração integral ou no valor da aposentadoria;

IX - remuneração do trabalho noturno superior à do diurno;

X - proteção do salário na forma da lei, constituindo crime sua retenção dolosa;

XI - participação nos lucros, ou resultados, desvinculada da remuneração, e, excepcionalmente, participação na gestão da empresa, conforme definido em lei;

XII - salário-família para os seus dependentes;

XIII - duração do trabalho normal não superior a oito horas diárias e quarenta e quatro semanais, facultada a compensação de horários e a redução da jornada, mediante acordo ou convenção coletiva de trabalho;

XIV - jornada de seis horas para o trabalho realizado em turnos ininterruptos de revezamento, salvo negociação coletiva;

XV - repouso semanal remunerado, preferencialmente aos domingos;

XVI - remuneração do serviço extraordinário superior, no mínimo, em cinquenta por cento à do normal;

XVII - gozo de férias anuais remuneradas com, pelo menos, um terço a mais do que o salário normal;

XVIII - licença à gestante, sem prejuízo do emprego e do salário, com a duração de cento e vinte dias;

XIX - licença-paternidade, nos termos fixados em lei;

XX - proteção do mercado de trabalho da mulher, mediante incentivos específicos, nos termos da lei;

XXI - aviso prévio proporcional ao tempo de serviço, sendo no mínimo de trinta dias, nos termos da lei;

XXII - redução dos riscos inerentes ao trabalho, por meio de normas de saúde, higiene e segurança;

XXIII - adicional de remuneração para as atividades penosas, insalubres ou perigosas, na forma da lei;

XXIV - aposentadoria;

XXV - assistência gratuita aos filhos e dependentes desde o nascimento até seis anos de idade em creches e pré-escolas;

XXVI - reconhecimento das convenções e acordos coletivos de trabalho;

XXVII - proteção em face da automação, na forma da lei;

XXVIII - seguro contra acidentes de trabalho, a cargo do empregador, sem excluir a indenização a que este está obrigado, quando incorrer em dolo ou culpa;

XXIX - ação, quanto a créditos resultantes das relações de trabalho, com prazo prescricional de:

a) cinco anos para o trabalhador urbano, até o limite de dois anos após a extinção do contrato;

b) até dois anos após a extinção do contrato, para o trabalhador rural;

XXX - proibição de diferença de salários, de exercício de funções e de critério de admissão por motivo de sexo, idade, cor ou estado civil;

XXXI - proibição de qualquer discriminação no tocante a salário e critérios de admissão do trabalhador portador de deficiência;

XXXII - proibição de distinção entre trabalho manual, técnico e intelectual ou entre os profissionais respectivos;

XXXIII - proibição de trabalho noturno, perigoso ou insalubre aos menores de dezoito e de qualquer trabalho a menores de quatorze anos, salvo na condição de aprendiz;

XXXIV - igualdade de direitos entre o trabalhador com vínculo empregatício permanente e o trabalhador avulso.

Parágrafo único. São assegurados à categoria dos trabalhadores domésticos os direitos previstos nos incisos IV, VI, VIII, XV, XVII, XVIII, XIX, XXI e XXIV, bem como a sua integração à previdência social.

Artigo 8º

É livre a associação profissional ou sindical, observado o seguinte:

I - a lei não poderá exigir autorização do Estado para a fundação de sindicato, ressalvado o registro no órgão competente, vedadas ao poder público a interferência e a intervenção na organização sindical;

II - é vedada a criação de mais de uma organização sindical, em qualquer grau, representativa de categoria profissional ou econômica, na mesma base territorial, que será definida pelos trabalhadores ou empregadores interessados, não podendo ser inferior à área de um Município;

III - ao sindicato cabe a defesa dos direitos e interesses coletivos ou individuais da categoria, inclusive em questões judiciais ou administrativas;

IV - a assembléia geral fixará a contribuição que, em se tratando de categoria profissional, será descontada em folha, para custeio do sistema confederativo da representação sindical respectiva, independentemente da contribuição prevista em lei;

V - ninguém será obrigado a filiar-se ou a manter-se filiado a sindicato;

VI - é obrigatória a participação dos sindicatos nas negociações coletivas de trabalho;

VII - o aposentado filiado tem direito a votar e ser votado nas organizações sindicais;

VIII - é vedada a dispensa do empregado sindicalizado a partir do registro da candidatura a cargo de direção ou representação sindical e, se eleito, ainda que suplente, até um ano após o final do mandato, salvo se cometer falta grave nos termos da lei.

Parágrafo único. As disposições deste artigo aplicam-se à organização de sindicatos rurais e de colônias de pescadores, atendidas as condições que a lei estabelecer.

Artigo 114

Compete à Justiça do Trabalho conciliar e julgar os dissídios individuais e coletivos entre trabalhadores e empregadores, abrangidos os entes de direito público externo e da administração pública direta e indireta dos Municípios, do Distrito Federal, dos Estados e da União, e, na forma da lei, outras controvérsias decorrentes da relação de trabalho, bem como os litígios que tenham origem no cumprimento de suas próprias sentenças, inclusive coletivas.

§ 1.º Frustrada a negociação coletiva, as partes poderão eleger árbitros.

§ 2.º Recusando-se qualquer das partes à negociação ou à arbitragem, é facultado aos respectivos sindicatos ajuizar dissídio coletivo, podendo a Justiça do Trabalho estabelecer normas e condições, respeitadas as disposições convencionais e legais mínimas de proteção ao trabalho.