

MODELAÇÃO LONGITUDINAL DA SATISFAÇÃO  
LABORAL EM PORTUGAL

Patrícia Gil Henriques Serra

Tese submetida como requisito parcial para obtenção do grau de  
Mestre em Prospecção e Análise de Dados

Orientadora:

Prof. Doutora Maria de Fátima Salgueiro, Prof. Auxiliar, ISCTE Business School,  
Departamento de Métodos Quantitativos

Abril, 2010

# Resumo

O presente trabalho propõe a modelação longitudinal da satisfação laboral comparando três abordagens estatísticas: (1) modelos Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados, (2) modelos de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados e (3) modelos com Trajectória Latente. São usados dados do *European Community Household Panel* (ECHP) relativos a Portugal e aos anos 1994 - 2001. A satisfação laboral é modelada segundo um estrutura bifactorial, onde se consideram as dimensões de satisfação com os factores extrínsecos (aspectos materiais do trabalho) e com os factores intrínsecos (aspectos qualitativos do trabalho). São ainda considerados alguns possíveis determinantes da satisfação laboral, designadamente a percepção do estado de saúde, o nível de habilitações e o sector de actividade.

As três abordagens metodológicas permitem aferir sobre questões pertinentes em relação à modelação longitudinal da satisfação laboral. A modelação da satisfação laboral com recurso a modelos com variáveis observadas *versus* modelos com variáveis latentes permite discutir questões relacionadas com a inclusão da componente erro de medida no processo de estimação. A estimação de modelos com quatro e com oito momentos temporais permite estudar o efeito da modelação com um horizonte temporal mais amplo. São ainda consideradas as características do desenho amostral complexo para efeitos de estimação dos modelos. Por último comparam-se modelos de equações estruturais clássicos e modelos com trajectória latente para modelar a satisfação laboral ao longo do tempo. Todos os modelos apresentados são estimados utilizando o *software* estatístico Mplus, sendo alguns modelos também estimados com recurso ao LISREL.

Classificação JEL: J28, C33

Palavras-chave: desenho amostral complexo, ECHP, *Latent Growth Curve Models*, *Structural Equation Models*, satisfação laboral

# Abstract

The current work proposes modeling longitudinal job satisfaction comparing three statistics approaches: (1) Cross-Lagged Multi-Process Models, (2) Cross-Lagged Structural Equation Models and (3) Latent Growth Curve Models. Data from the European Community Household Panel of Portugal, from 1994 to 2001, are used. Job satisfaction is modeled following a two-factor structure: satisfaction with the extrinsic factors (material aspects of the work) and satisfaction with the intrinsic factors (qualitative aspects of work). Significant determinants of job satisfaction include perceived health status, education and job in the private or in the public sector.

The three methodological approaches allow to capture differences on relevant issues of longitudinal job satisfaction. The modeling of job satisfaction using models with observed variables *versus* models with latent variables allows to discuss issues related to including the measurement error component in the estimation procedure. The estimation of models with four and eight waves allows to study the effect of modeling with more time points. The characteristics of the complex survey design are taken into account in the estimation procedure. Finally, classical structural equation models and latent growth curve models are compared as methodologies for modelling job satisfaction over time. All models presented are estimated using Mplus, and some models are also estimated in LISREL.

JEL Classification: J28, C33

Keywords: complex survey design, ECHP, Latent Growth Curve Models, Structural Equation Models, job satisfaction

# Agradecimentos

Poucas seriam as linhas para expor todos os agradecimentos que tenho a fazer, agora que me encontro a terminar a minha tese de mestrado. Gostaria de começar por agradecer à professora Fátima Salgueiro, pela sua ajuda e paciência na orientação deste trabalho. Agradeço também a todos os professores e colegas de mestrado, que inevitavelmente contribuíram para a elaboração deste trabalho, ao longo do ano curricular.

À minha linda e grande família, um obrigado pelo apoio que sempre deram em todas as fases da minha vida. Agradeço também ao Filipe Valentim que demonstrou ter a capacidade de me fazer sentir bem quando tudo parece errado.

Agradeço ainda à Goreti Dâmaso e à Paula Vicente (as amigas de Lisboa!), que para além de companheiras em alguns trabalhos de mestrado, foram também as amigas para momentos bons e menos bons.

Por fim, gostaria de agradecer à ISCTE *Business School*, na pessoa do Professor Doutor António Gomes Mota, pelas condições proporcionadas para a realização deste mestrado.

# Conteúdo

<b>1</b>	<b>Introdução</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Os Dados</b>	<b>8</b>
2.1	O <i>European Community Household Panel</i> . . . . .	8
2.1.1	Desenho amostral do <i>European Community Household Panel</i> . . . . .	10
2.1.2	Amostra em estudo . . . . .	12
<b>3</b>	<b>O <i>Framework</i> dos Modelos de Equações Estruturais</b>	<b>17</b>
3.1	Modelos com Variáveis Contínuas e Modelos com Variáveis Ordinais . . . . .	18
3.2	Modelo Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados . . . . .	21
3.3	Modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados . . . . .	22
3.4	Modelo com Trajectória Latente . . . . .	24
3.4.1	Modelo com trajectória latente não condicionada . . . . .	25
3.4.2	Modelo com trajectória latente condicionada . . . . .	28
3.4.3	Modelo com trajectória latente de segunda ordem . . . . .	29
3.4.4	Modelo com trajectória latente multivariado . . . . .	31
3.5	Métodos de Estimação e Medidas de Bondade do Ajustamento . . . . .	33
<b>4</b>	<b>Resultados da Modelação da Satisfação Laboral</b>	<b>35</b>
4.1	Análise Factorial Confirmatória . . . . .	36
4.2	Modelo Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados . . . . .	38
4.3	Modelos de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados . . . . .	39
4.3.1	Modelo de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados com quatro vagas . . . . .	39
4.3.2	Modelos de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados com oito vagas . . . . .	40

4.3.3	Modelo de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados com variáveis explicativas . . . . .	43
4.4	Modelos com Trajectória Latente . . . . .	44
4.4.1	Modelo com trajectória latente não condicionada com quatro vagas	45
4.4.2	Modelo com trajectória latente não condicionada com oito vagas . .	46
4.4.3	Modelo com trajectória latente condicionada . . . . .	47
<b>5</b>	<b>Discussão e Considerações Finais</b>	<b>50</b>
5.1	Modelo com Variáveis Observadas <i>versus</i> Modelo com Variáveis Latentes .	51
5.2	Mplus <i>versus</i> LISREL . . . . .	52
5.3	Modelação da Satisfação Laboral com Mais Momentos Temporais . . . . .	54
5.3.1	Modelos de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados .	54
5.3.2	Modelos com trajectória latente . . . . .	55
5.4	Efeito do Desenho Amostral Complexo na Estimação do Modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados . . . . .	55
5.5	Modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados <i>versus</i> Modelos com Trajectória Latente . . . . .	56
	<b>Referências</b>	<b>59</b>
<b>6</b>	<b>Anexos</b>	<b>62</b>
6.1	Variáveis em Análise . . . . .	62
6.2	Estrutura Matricial de um Modelo Multi-Processos . . . . .	63
6.3	Estrutura Matricial de um Modelo de Equações Estruturais . . . . .	64
6.4	Estrutura Matricial de um Modelo com Trajectória Latente Não Condicionada	65
6.5	Estrutura Matricial de um Modelo com Trajectória Latente Condicionada .	66
6.6	Estrutura Matricial de um Modelo com Trajectória Latente Multivariado .	68
6.7	Resultados dos Modelos de Satisfação Laboral em LISREL . . . . .	69
6.8	Comandos de Sintaxe dos Modelos em Mplus . . . . .	70
6.8.1	Comandos de sintaxe do modelo de análise factorial confirmatória .	70
6.8.2	Comandos de sintaxe do modelo multi-processos com efeitos cruzados e desfasados . . . . .	71

6.8.3	Comandos de sintaxe do modelo de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados com variáveis explicativas . . . . .	71
6.8.4	Comandos de sintaxe do modelo com trajectória latente condicionada	73

## Lista de Tabelas

2.1	Distribuição da amostra em unidades de alojamento (UA) por região . . .	11
2.2	Médias das seis variáveis de satisfação para os anos 1994 (vaga 1) a 2001 (vaga 8) . . . . .	15
4.1	Resultados dos modelos de AFC (vagas 5, 6, 7 e 8) . . . . .	37
4.2	Medidas de bondade do ajustamento dos modelos de AFC . . . . .	38
4.3	Resultados do CL-MPM de quatro vagas . . . . .	38
4.4	Resultados do CL-SEM de quatro vagas . . . . .	40
4.5	Resultados dos CL-SEM de oito vagas sem e com desenho amostral (DA) .	41
4.6	Medidas de bondade do ajustamento dos CL-SEM de oito vagas sem e com desenho amostral . . . . .	42
4.7	Coeficientes de regressão dos determinantes da satisfação laboral do CL- SEM de oito vagas . . . . .	43
4.8	Resultados do LGCM não condicional de quatro vagas . . . . .	45
4.9	Resultados do LGCM não condicional de oito vagas . . . . .	47
4.10	Coeficientes de regressão dos determinantes de satisfação laboral do LGCM condicional . . . . .	49
6.1	Descrição das variáveis de satisfação laboral em estudo . . . . .	62
6.2	Descrição das restantes variáveis em estudo . . . . .	63
6.3	Resultados dos modelos de AFC em LISREL (vagas 5, 6, 7 e 8) . . . . .	69
6.4	Medidas de bondade do ajustamento dos modelos de AFC em LISREL . .	69
6.5	Resultados do CL-MPM com quatro vagas em LISREL . . . . .	69
6.6	Resultados do CL-SEM com quatro vagas em LISREL . . . . .	70



# Lista de Figuras

2.1	Satisfação com o rendimento e segurança do trabalho (factores extrínsecos) de 1994 (vaga 1) até 2001 (vaga 8); 1 - não satisfeito, ..., 6 - totalmente satisfeito . . . . .	13
2.2	Satisfação com o tipo e número de horas de trabalho semanais (factores intrínsecos) de 1994 (vaga 1) até 2001 (vaga 8); 1 - não satisfeito, ..., 6 - totalmente satisfeito . . . . .	14
2.3	Satisfação com os horários e condições/ambiente de trabalho (factores intrínsecos) de 1994 (vaga 1) até 2001 (vaga 8); 1 - não satisfeito, ..., 6 - totalmente satisfeito . . . . .	14
3.1	Estrutura de <i>thresholds</i> da variável continua latente $y^*$ subjacente a uma variável ordinal observada $y$ com cinco categorias . . . . .	19
3.2	Diagrama do modelo multi-processos com efeitos cruzados e desfasados . .	21
3.3	Diagrama do modelo de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados . . . . .	23
3.4	Modelo com trajectória latente não condicionada da variável $y$ . . . . .	25
3.5	Modelo com trajectória latente da variável $y$ condicionada pela variável $x_1$	28
3.6	Modelo com trajectória latente não condicionada para a variável latente $\eta_t$ , medida por três indicadores em três momentos temporais . . . . .	30
3.7	Modelo com trajectória latente não condicionada bivariado (com dois processos) . . . . .	32
4.1	Diagrama do modelo de AFC na vaga 5 . . . . .	37
4.2	Diagrama do LGCM não condicional . . . . .	46
4.3	Diagrama do LGCM condicional . . . . .	48

## Sumário Executivo

Nos últimos anos a temática da satisfação laboral tem sido estudada nas mais diversas áreas do conhecimento, todavia as conclusões obtidas nem sempre têm sido consensuais, variando quer em função da modelação aplicada, quer em função da abordagem que é feita ao conceito de satisfação laboral.

Na maioria dos estudos consultados é usada uma metodologia transversal para modelar a satisfação laboral, embora recentemente tenham sido desenvolvidos vários estudos que abordam a satisfação laboral longitudinalmente. De facto, tem-se verificado um crescente interesse por parte da comunidade científica na modelação de dados longitudinais. Os dados longitudinais definem-se como um conjunto de observações recolhidas sobre o mesmo indivíduo, família ou outra unidade, ao longo de vários momentos temporais. Uma das particularidades dos estudos longitudinais é poder analisar alterações ou mudanças de fenómenos sociais, ou de outra natureza, de um conjunto de dados. Assim, com a crescente acumulação de dados longitudinais nos últimos tempos, tem também aumentado o interesse em desenvolver métodos para analisar esses dados.

Neste trabalho são comparadas três metodologias estatísticas, na área dos modelos de Equações Estruturais, com aplicação à temática de satisfação laboral, utilizando dados longitudinais do *European Community Household Panel* (ECHP).

O ECHP é uma pesquisa longitudinal, com periodicidade anual, realizada em 12 países europeus entre 1994 e 2001, estando assim disponíveis dados de oito diferentes momentos temporais. Este painel contém informação quer ao nível dos agregados que ao nível dos indivíduos, de forma a ser representativo seccional e longitudinalmente do panorama nacional de cada país. Para este trabalho são usados os dados de Portugal, dos oito momentos temporais. Interessa particularmente a informação disponível no painel sobre percepções de satisfação laboral. Os indivíduos são questionados sobre o seu nível de satisfação com várias facetas do trabalho: rendimento, segurança, tipo, número de horas

de trabalho semanais, horários e condições/ambiente de trabalho. Estas variáveis são medidas numa escala de tipo *Likert* com 6 pontos (1 - não satisfeito e 6 - totalmente satisfeito). A amostra final em estudo é constituída por 2502 observações de indivíduos empregados ao longo do tempo em estudo, com mais de 15 horas de trabalho por semana, em idade activa e com respostas válidas às questões de satisfação laboral.

O trabalho que se apresenta considera a satisfação laboral como um conceito multidimensional, considerando para efeitos de modelação uma estrutura bifactorial. Uma das dimensões em estudo é a satisfação com os factores extrínsecos do trabalho, aferida pelas variáveis de satisfação com o rendimento e segurança do trabalho. A outra dimensão é a satisfação com os factores intrínsecos do trabalho, aferida pelas variáveis de satisfação com o tipo, o número de horas de trabalho semanais, os horários e as condições/ambiente de trabalho.

Assim, neste trabalho, considera-se a modelação da satisfação laboral com recurso a modelos Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados (*cross-lagged Multi-Process models*, CL-MPM), modelos de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados (*cross-lagged Structural Equation models*, CL-SEM) e modelos com Trajectória Latente (*Latent Growth Curve models*, LGCMs). No caso dos CL-SEM e dos LGCMs, a estimação é feita tendo em consideração a natureza ordinal das variáveis de satisfação utilizadas e ainda as características do desenho amostral complexo.

Os CL-MPM e os CL-SEM permitem detectar as relações de dependência entre as duas dimensões de satisfação (com factores extrínsecos e com factores intrínsecos) ao longo do tempo, bem como, explicar as diferenças nos níveis de satisfação num primeiro momento temporal. Nos LGCMs é possível detectar a variabilidade dos níveis médios de satisfação laboral inicial para os indivíduos, e também detectar variabilidade significativa nas trajectórias de satisfação entre os indivíduos (no caso de um modelo não condicional). Para além disso, é ainda possível explicar essa variabilidade com recurso a variáveis explicativas (usando um modelo condicional).

Numa primeira abordagem à modelação longitudinal da satisfação laboral considera-se um CL-MPM com quatro momentos temporais e um CL-SEM também com quatro momentos temporais. A distinção entre estes dois modelos prende-se com a construção das variáveis relativas às duas dimensões de satisfação. No primeiro caso consideram-se variáveis construídas como somas de itens, enquanto no segundo caso as variáveis são

latentes, medidas por indicadores observados. A comparação destas duas metodologias permite aferir o impacto da incorporação da componente erro de medida na modelação. Conclui-se que, tanto em CL-MPM como em CL-SEM, as duas dimensões de satisfação em cada momento temporal influenciam as duas dimensões de satisfação no momento temporal seguinte, mas as amplitudes e significâncias estatísticas dos efeitos são distintas. Aumentando o horizonte temporal do CL-SEM para oito momentos temporais, permite verificar quais as consequências de estimar um modelo com mais informação temporal. De acordo com vários autores, na utilização de dados em painel é aconselhável a estimação dos modelos tendo em conta as características do desenho amostral complexo. Nesse sentido, é estimado um CL-SEM (com oito momentos temporais) onde se admite no processo de estimação características do desenho amostral complexo. Comparando com o correspondente modelo que não considera as características do desenho amostral complexo, verificam-se diferenças não só em termos de conclusões substantivas, mas também nas medidas de bondade de ajustamento do modelo. Parece haver evidência de que o modelo estimado tendo em conta as características de desenho amostral possui um melhor ajustamento. Assim, nos modelos estimados posteriormente consideram-se as características do desenho amostral complexo do ECHP.

São estimados dois LGCMs não condicionais, com quatro e oito momentos temporais. Se no modelo com quatro momentos temporais, em média, os indivíduos não variam os níveis médios de satisfação laboral nas duas dimensões, ao longo de oito momentos temporais já se verifica que, em média, há um aumento na satisfação dos indivíduos em ambas as dimensões de satisfação.

Finalmente, são comparados o CL-SEM e o LGCM, ambos com variáveis explicativas, e identificadas as diferenças conceptuais e metodológicas. No CL-SEM modelam-se as relações de dependência entre níveis de satisfação laboral para os indivíduos. Os LGCMs permitem não só avaliar o nível médio inicial e a taxa de mudança de um conjunto de indivíduos, bem como descrever a heterogeneidade observada entre os indivíduos tanto nos níveis iniciais como nas trajectórias de mudança.

Os tipos de modelação aqui considerados fornecem informações distintas e complementares na perspectiva da descrição e explicação da variação da satisfação laboral ao longo do tempo.

# Capítulo 1

## Introdução

A satisfação laboral é um tema que tem sido alvo de bastante interesse por parte dos investigadores de diversas áreas, por exemplo, na Economia, na Psicologia ou mesmo nas Ciências Sociais. A satisfação laboral é considerada um dos preditores mais importantes da percepção de bem estar; com efeito, uma auto-avaliação do bem estar ou da satisfação com as condições de vida é uma forma de avaliar a qualidade da sociedade e dos indivíduos que nela estão inseridos (Argyle, 2001 e Helliwell, 2003).

Dependendo da área de investigação, são várias as abordagens ao conceito de satisfação laboral. Os instrumentos de medição da satisfação laboral normalmente utilizados são variáveis de satisfação com determinados aspectos do trabalho (por exemplo, satisfação com rendimento, horários, relação com o supervisor, segurança, perspectivas de promoção, tipo de trabalho, etc) ou então uma medida global de satisfação laboral (é pedido ao indivíduo que de um modo geral avaliem a satisfação com o seu trabalho). Vários autores consideram que a medida global de satisfação laboral tem capacidade para resumir a informação relativa às várias facetas do trabalho, no entanto, Rose (2001) contraria esta teoria afirmando que, no caso de se utilizar um indicador único, este deve ser uma combinação linear de várias facetas do trabalho, como por exemplo uma soma ou média de itens. Devido ao facto de a satisfação laboral ser um conceito multidimensional, a utilização de um indicador único não é uma abordagem correcta. O mesmo autor considera duas dimensões da satisfação laboral - a satisfação com os factores extrínsecos e a satisfação com os factores intrínsecos. A satisfação com os factores extrínsecos refere-se a aspectos de ordem financeira e material do trabalho, enquanto os factores intrínsecos são os aspectos de ordem mais qualitativa e simbólica do trabalho. A consideração de

duas dimensões de satisfação laboral parece ser evidente quando se verifica que "*taken together, levels of satisfaction with material/extrinsic factors such as pay, promotion, or security will, in any representative sample of employees, always be lower than satisfaction with such quality/intrinsic facets as initiative, relations with supervision, or work that the person actually performs*" (Rose, 2001: 6).

Uma das razões apontadas pelo autor para níveis inferiores de satisfação nos factores extrínsecos é que os indivíduos são mais rigorosos na avaliação destes factores do que na avaliação dos factores intrínsecos.

De um modo geral, todos os estudos que abordam a temática da satisfação laboral, visam não só avaliar as diversas dimensões da satisfação laboral, como também encontrar quais os seus determinantes, tais como, características pessoais ou profissionais, que levam os indivíduos a referir determinados níveis de satisfação.

No estudo de Clark *et al.* (1996) foi considerada a relação entre a satisfação laboral e a idade, tendo sido utilizado o indicador global de satisfação. Do estudo é possível concluir existir uma relação em U entre as variáveis, ou seja, os níveis de satisfação laboral decrescem à medida que a idade dos indivíduos avança, atingindo um mínimo quando estes têm, aproximadamente, 31 anos, para a partir daí os níveis de satisfação aumentarem com o envelhecimento dos indivíduos. Para além da medida global de satisfação, os autores também avaliaram esta relação distinguindo entre satisfação com os factores extrínsecos e com os factores intrínsecos do trabalho, chegando a uma relação semelhante.

Um estudo no Reino Unido, efectuado por Sousa-Poza e Sousa-Poza (2003), procurou avaliar a relação existente entre a satisfação laboral e o sexo, verificando-se que as mulheres estão mais satisfeitas que os homens entre 1991 e 2001. No entanto, a diferença nos níveis de satisfação entre o sexo feminino e o sexo masculino reduziu para metade ao longo do tempo, supondo-se que, esta redução se deve à diminuição dos níveis de satisfação laboral nas mulheres, pois os homens mantiveram os níveis de satisfação constantes.

No que diz respeito ao impacto do nível de habilitações sobre a satisfação laboral, nem todos os autores são consensuais. No estudo de Albert e Davia (2005) define-se esta relação como não sendo clara, uma vez que seria de esperar que indivíduos com mais habilitações fossem mais satisfeitos, no entanto, tal não foi verificado. Isto deve-se a, por um lado, os indivíduos com mais habilitações criarem maiores expectativas em relação à actividade profissional, acabando desiludidos quando assim não acontece e dando origem

a níveis de satisfação inferiores. Por outro lado, os indivíduos com mais habilitações têm a percepção de sobre-qualificado, dando origem a uma incompatibilidade educacional como sendo uma fonte de insatisfação. Assim sendo, quando se admite o nível de habilitações como variável explicativa, esta não deve ser considerada isoladamente de variáveis como a percepção de sobre-qualificado. Considerar apenas o nível de habilitações como variável explicativa é bastante limitado, razão pela qual normalmente esta nunca é significativa nos vários estudos (Vila e García-Mora, 2005).

A vida familiar pode ter várias vertentes quando considerada como variável explicativa da satisfação laboral. Por um lado, a existência de crianças no agregado familiar pode dar origem a níveis de satisfação mais baixos, principalmente nas mulheres, uma vez que as crianças ainda supõe algum grau de sacrifício para os pais em termos da sua vida profissional (García *et al.*, 2007). Por outro lado, o facto de o indivíduo ser casado pode ter um impacto positivo sobre a sua satisfação com a segurança e o tipo de trabalho (Vieira *et al.*, 2005).

Trabalhar no sector público pode indiciar maiores níveis de satisfação (em relação a trabalhar no sector privado), pois um empregado do sector público está fortemente associado a servir os interesses da sociedade, podendo ser gratificante para alguns trabalhadores, assim como ter um horário mais definido. Trabalhar no sector público pode ainda ser um indicador de estabilidade, a par do tipo de contrato permanente, indiciando maiores níveis de satisfação, principalmente no que diz respeito à satisfação com a segurança do trabalho (Vila e García-Mora, 2005 e Vieira *et al.*, 2005).

Rendimentos elevados e a percepção de um bom estado de saúde indicam níveis elevados de satisfação (Vieira, 2005), enquanto que, os níveis de satisfação laboral decrescem com o aumento do número de horas de trabalho semanais (Clark e Oswald, 1996 e Drakopoulos e Theodossiou, 1997).

Dependendo do objectivo, a abordagem à satisfação laboral pode ser feita através de um estudo transversal, onde se admite apenas um momento temporal, ou de um estudo longitudinal. No caso de estudos transversais é comum a utilização de modelos Probit (Clark e Oswald, 1996; Skalli *et al.*, 2008; Sousa-Poza e Sousa-Poza, 2003; e Vieira, 2005). No caso de estudos longitudinais, os modelos de Equações Estruturais (*Structural Equation Models* - SEM) têm desempenhado um papel muito importante, uma vez que, estes permitem o uso de variáveis latentes e a estimação de equações de regressão em simultâneo.

Assim, o presente trabalho pretende avaliar as alterações nas percepções de satisfação laboral ao longo do tempo comparando três abordagens metodológicas: modelos Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados (*cross-lagged Multi-Process model* - CL-MPM), modelos de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados (*cross-lagged Structural Equation model* - CL-SEM) e modelos com Trajectória Latente (*Latent Growth Curve Models* - LGCMs).

Em CL-MPM e CL-SEM é possível identificar os efeitos cruzados (entenda-se por efeito cruzado o efeito entre medidas repetidas de duas variáveis distintas em momentos temporais diferentes) e desfasados (entenda-se por efeito desfasado o efeito entre medidas repetidas de uma mesma variável em momentos temporais diferentes) ao longo do tempo assim como os determinantes significativos da satisfação laboral, sendo que no processo de estimação do CL-SEM é ainda tida em conta a componente erro de medida. Estas abordagens permitem aferir em que medida os indivíduos aumentam ou diminuem os níveis de satisfação laboral. Os LGCMs têm sido utilizados para a modelação de trajectórias. Estes modelos permitem não só avaliar o nível médio inicial como a taxa de mudança do conjunto dos indivíduos. Permitem também descrever a heterogeneidade observada entre indivíduos tanto nos níveis iniciais como nas trajectórias de mudança. Importa referir que estes modelos foram inicialmente desenvolvidos para a modelação de variáveis de natureza métrica, embora, mais recentemente a sua aplicação a variáveis ordinais tenha sido desenvolvida e este trabalho pretende também dar um contributo nesse sentido, uma vez que exemplifica a utilização da metodologia com variáveis de natureza ordinal.

Estudos recentes já abordaram algumas destas modelações da satisfação laboral. Serra e Salgueiro (2009) modelam a satisfação laboral em quatro momentos temporais comparando duas abordagens metodológicas - um modelo Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados e um modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados. Utilizando uma estrutura bifactorial para a satisfação laboral (satisfação com os factores extrínsecos e factores intrínsecos), é discutida neste estudo a utilização de modelos com variáveis observadas (no CL-MPM as variáveis foram construídas como somas de itens) *versus* modelos com variáveis latentes (no CL-SEM as variáveis de satisfação observadas são indicadores de medida de variáveis latentes de satisfação), ou seja, em que medida a inclusão da componente de erro de medida afecta os resultados da modelação da satisfação laboral. Nas duas modelações foram detectadas diferenças na significância tanto nos



efeitos cruzados e desfasados como nas variáveis explicativas.

Salgueiro (2009) e Dias (2009) modelam trajectórias de satisfação laboral no Reino Unido e em Portugal, respectivamente, com recurso a modelos com Trajectória Latente. O primeiro estudo remete para a modelação das trajectórias de satisfação com variáveis observadas *versus* variáveis latentes. O segundo estudo compara diferentes abordagens ao conceito de satisfação laboral. São testados três modelos: o primeiro considera um indicador genérico de satisfação laboral, o segundo modelo considera uma variável latente de satisfação laboral medida pelas várias dimensões do trabalho e, por último, o terceiro modelo estima as trajectórias de dois processos de satisfação laboral em simultâneo (duas variáveis latentes de satisfação - os factores extrínsecos e os factores intrínsecos). Foram, de facto, obtidos resultados diferentes nas três abordagens, no entanto, todos os modelos apresentam um bom ajustamento, pelo que a autora concluiu que as diferentes abordagens ao conceito de satisfação laboral consideradas devem ser tidas como complementares, na medida em que a opção por determinado modelo está relacionada com a especificidade da análise.

Neste trabalho a modelação longitudinal da satisfação laboral é feita utilizando três metodologias com recurso aos dados portugueses do *European Community Household Panel* (ECHP). Adicionalmente, pretende-se proceder à estimação de CL-SEM e LGCMs com características do desenho amostral complexo e tendo em conta a natureza ordinal das variáveis em estudo.

O ECHP é uma pesquisa longitudinal, representativa dos agregado familiares em cada país, realizada entre 1994 e 2001. O painel abrange diversos temas, nomeadamente, informação relativa a percepções de satisfação laboral para os indivíduos. Na amostra em estudo são considerados os indivíduos que participam no ECHP entre 1994 e 2001. A satisfação laboral é modelada tendo em conta a estrutura bifactorial anteriormente mencionada: a satisfação com os factores extrínsecos (rendimento e segurança) e a satisfação com os factores intrínsecos (tipo, número de horas de trabalho semanais, horários e condições/ambiente). Serão considerados como possíveis determinantes da satisfação laboral: o sexo, o estado civil, a percepção do estado de saúde, as habilitações literárias e o sector de actividade.

Uma vez confirmada a estrutura bifactorial da satisfação laboral através da Análise Factorial Confirmatória (AFC), a satisfação laboral será modelada através de um CL-MPM

com quatro vagas, onde se consideram apenas variáveis observadas. As variáveis referentes aos factores extrínsecos e intrínsecos de satisfação laboral são construídas como somas de itens. Depois procura-se modelar a satisfação laboral através de um CL-SEM com quatro vagas e com variáveis latentes, permitindo assim a inclusão da componente erro de medida na estimação do modelo. Seguidamente estimam-se dois CL-SEM com as oito vagas disponíveis do ECHP, sendo que num dos modelos se admite a estimação com características do desenho amostral complexo. Skinner e Vieira (2007) salientam a importância de considerar o desenho amostral complexo em análises de dados em painel. Assim, tendo em conta a literatura consultada bem como conclusões substantivas dos dois CL-SEM, todos os modelos apresentados posteriormente são estimados tendo em conta as características do desenho amostral complexo.

Foi ainda considerado um modelo CL-SEM com oito momentos temporais incluindo diversas variáveis explicativas por forma a explicar as diferenças nos níveis de satisfação extrínsecos e intrínsecos num primeiro momento temporal.

Por último modelam-se as trajectórias de satisfação laboral com recurso a LGCMs. São apresentados modelos não condicionais com quatro e outro com oito momentos temporais, e ainda um modelo condicional com oito momentos temporais.

Os modelos apresentados são estimados em Mplus (Muthén e Muthén, 2007), sendo alguns modelos também estimados em LISREL - *Linear Structural RELationships* (Jöreskog e Sörbom, 2006). Deste modo, é possível proceder a uma comparação das potencialidades dos dois softwares neste tipo de modelação.

O presente trabalho está organizado com a seguinte estrutura: no capítulo 2 apresenta-se o ECHP, nomeadamente o desenho amostral complexo utilizado para Portugal. Faz-se ainda uma breve caracterização das variáveis de satisfação utilizadas, bem como das variáveis consideradas como possíveis determinantes da satisfação laboral. No capítulo 3 apresenta-se o *framework* dos SEM, com especial referência ao uso de variáveis ordinais. É também feita uma breve descrição dos CL-MPM, CL-SEM e LGCMs. Neste caso dá-se especial atenção à aplicação desta última metodologia na estimação de modelos de segunda ordem, bem como de modelos multivariados (com dois processos em simultâneo). No capítulo 4 apresentam-se os principais resultados obtidos na estimação dos diversos modelos com a respectiva interpretação. No capítulo 5 é feita a discussão dos resultados e são apresentadas as conclusões gerais retiradas da comparação de modelos, permitindo

assim avaliar o efeito da inclusão da componente erro de medida (CL-MPM e CL-SEM com quatro vagas), o efeito da inclusão de mais momentos temporais em CL-SEM e LGCM, o efeito do desenho amostral em CL-SEM e a comparação de resultados de duas metodologias, CL-SEM e LGCM, aplicadas à satisfação laboral.

## Capítulo 2

### Os Dados

No presente capítulo são apresentados os dados utilizados neste estudo, dados portugueses do *European Community Household Panel* (ECHP), nomeadamente, os aspectos referentes ao desenho amostral complexo seguido em Portugal.

Por fim, é feita uma breve descrição das variáveis em análise, referindo o tipo de indivíduos que farão parte da amostra em estudo.

#### **2.1 O *European Community Household Panel***

O *European Community Household Panel* (ECHP) é uma pesquisa longitudinal (com entrevistas anuais), realizada entre 1994 e 2001, representativa dos agregados familiares de 12 países europeus. Contém informação ao nível do agregado e do indivíduo, sendo que, em 1994 a pesquisa foi aplicada a mais de 60.500 agregados representativos do panorama nacional de onde resultam, aproximadamente, 130.000 indivíduos com idade igual ou superior a 16 anos. Sempre que possível o questionário foi aplicado aos mesmos indivíduos em anos consecutivos, recolhendo informação sobre emprego, rendimento e situação financeira, saúde, grau de satisfação com um conjunto de aspectos do trabalho e da vida, habilitações e formação, e também vários aspectos sócio-demográficos (Verma e Clémenceau, 1996).

Em Portugal, Grécia, Holanda e Reino Unido as entrevistas foram realizadas, pelo menos parcialmente, utilizando Entrevista Pessoal Assistida por Computador (CAPI - *Computer Assisted Personal Interviewing*). Em alternativa ao questionário de papel, esta técnica permite ao entrevistador orientar a sua entrevista seguindo um algoritmo disponibilizado

pelo computador.

O ECHP é realizado pelo *National Data Collection Units* (NDU), com o apoio e coordenação do Eurostat. O NDU é responsável pela selecção da amostra, adaptação do questionário, trabalho de campo, processamento básico de dados e sua edição, e ainda pelo cálculo dos ponderadores iniciais. Ao utilizador é disponibilizada uma versão anónima e *user-friendly* do ECHP denominada *Users' Data Base* (UDB). A UDB inclui quatro ficheiros para cada ano:

- *Register file* abrange todas as pessoas que vivem actualmente num agregado familiar com a entrevista completa (agregados sujeitos a serem seguidos no ano seguinte).
- *Relationship file* especifica as relações entre os membros dos agregados e contém um registo para cada par de pessoas no agregado.
- *Household file* contém informação da entrevista do agregado e tem um registo para cada agregado com a entrevista completa.
- *Personal file* tem a informação da entrevista pessoal e tem um registo para cada pessoa com entrevista completa (indivíduos sujeitos a serem seguidos no ano seguinte).

Os agregados e os indivíduos são identificados por um número de identificação fixo e único (*Household identification number* - HID e *Personal identification number* - PID).

Através de um plano padronizado de técnicas e procedimentos comuns entre países, este painel de dados permite a comparação e relação de informação de vários tópicos entre unidades de medida do mesmo país, bem como entre países. Tratando-se de um estudo em painel é possível seguir os agregados e os indivíduos ao longo do tempo.

Neste trabalho são usados os dados do ECHP para Portugal para modelar longitudinalmente a percepção de satisfação laboral dos indivíduos. Foi recolhida informação sobre a temática de satisfação em relação à actividade profissional, tendo os indivíduos respondido às seguintes questões: PE031 - *How satisfied are you with your present job in terms of earnings?*; PE032 - *How satisfied are you with your present job in terms of job security?*; PE033 - *How satisfied are you with your present job in terms of type of work?*; PE034 - *How satisfied are you with your present job in terms of number of working hours?*; PE035 - *How satisfied are you with your present job in terms of working times (day time, night*

*time, shifts, etc*)?; PE036 - *How satisfied are you with your present job in terms of working conditions/environment?*; e PE037 - *How satisfied are you with your present job in terms of distance to job/commuting?* (Eurostat, 2003a).

Neste trabalho estas variáveis serão referidas como a satisfação com o rendimento, a satisfação com a segurança, a satisfação com o tipo, a satisfação com o número de horas de trabalho semanais, a satisfação com os horários, a satisfação com as condições e ambiente de trabalho e a satisfação com a distância entre o trabalho e a residência. As variáveis de satisfação são medidas numa escala de tipo *Likert* de 1 - não satisfeito a 6 - totalmente satisfeito.

A variável relativa à satisfação com a distância entre o trabalho e a residência não será utilizada neste estudo, tal como será explicado no capítulo 4.

### **2.1.1 Desenho amostral do *European Community Household Panel***

O ECHP é uma pesquisa longitudinal e adopta um esquema complexo de várias etapas de amostragem para a recolha de dados. A estrutura de amostragem é definida uma única vez para cada agregado, no primeiro momento em que este aparece no painel. A recolha desta informação é da responsabilidade do NDU de cada país, que no caso de Portugal é o Instituto Nacional de Estatística (INE).

Portugal (e França) efectuou uma amostragem com três etapas. O Eurostat definiu à priori a dimensão da amostra inicial em 5000 Unidades de Alojamento (UA) e a representatividade ao nível de NUTS II <sup>1</sup>.

A selecção dos agregados para o estudo partiu de uma Amostra-Mãe, esta é definida como "uma amostra probabilística e multi-etapas, construída a partir dos dados do Recenseamento da População e Habitação de 1991, com o objectivo de servir de Base de Amostragem aos inquéritos a efectuar junto das famílias"<sup>2</sup>.

Neste caso, a Amostra-Mãe foi construída em duas etapas: primeiro seleccionaram-se aleatoriamente freguesias de cada categoria do NUTS II e na segunda etapa, com base nas

---

<sup>1</sup>Nomenclatura das Unidades Territoriais, constituída por: Região Autónoma da Madeira, Região Autónoma dos Açores, Norte, Centro, Lisboa e Vale do Tejo, Alentejo e Algarve.

<sup>2</sup>Fonte: INE - Nota metodológica do Painel Europeu dos Agregados Domésticos Privados, 1994

freguesias resultantes, seleccionaram-se Secções Estatísticas. As Secções Estatísticas são áreas geográficas contíguas, regra geral pertencentes à mesma freguesia, embora nunca ultrapassando os limites do concelho a que pertencem, e possuem no mínimo 240 UA de residência habitual. No caso do ECHP cada Secção Estatística foi definida com cerca de 300 UA. Findas as duas etapas, resultaram 1143 secções estatísticas que definem a Amostra-Mãe. Na terceira etapa do processo de amostragem procedeu-se à selecção das UA dando origem a uma amostra auto-ponderada, em que cada alojamento fica com a mesma probabilidade de ser seleccionado.

O número de UA a seleccionar na Secção Estatística  $i$  da Freguesia  $j$  ( $n_{ij}$ ) na terceira etapa, é função do número total de alojamentos dessa Secção, das probabilidades de selecção da primeira e segunda etapa e da taxa de amostragem, ou seja,

$$n_{ij} = \frac{f \times N_{ij}}{p1_i \times p2_{ij}}, \quad (2.1)$$

onde  $p1_i$  é a probabilidade de selecção da Freguesia  $i$  na primeira etapa;  $p2_{ij}$  é a probabilidade de selecção da Secção  $j$  da Freguesia  $i$ , obtida na segunda etapa;  $N_{ij}$  é o número total de alojamentos da Secção  $j$  da Freguesia  $i$ ; e  $f$  é a taxa de amostragem, ou seja, a probabilidade de seleccionar um qualquer alojamento. A distribuição da amostra por NUTS II (ver tabela 2.1), foi feita com base num estudo com a variável de Rendimento do Trabalho por Conta de Outrem, perfazendo uma amostra com 5111 UA.

Tabela 2.1: Distribuição da amostra em unidades de alojamento (UA) por região

<b>Região (NUTS II)</b>	<b>UA</b>
Norte	797
Centro	1096
Lisboa e Vale do Tejo	762
Alentejo	553
Algarve	653
R.A. dos Açores	625
R. A. da Madeira	625

No ECHP, para além das variáveis de desenho amostral PSU - *Primary Sampling Units* - que define os *clusters* da amostra (as secções estatísticas) e STRATA - *Stratum* - que define os estratos explícitos em cada um dos quais os *clusters* foram seleccionados de forma independente (as regiões NUTS II), também é disponibilizada uma variável de

pesos longitudinais para cada indivíduo definido como *sample person*. *Sample persons* são indivíduos que entraram no estudo na primeira vaga; pessoas registadas na vaga 2 tendo sido omissas na vaga 1 por engano; crianças recém-nascidas de uma mulher *sample person*; e membros novos de um determinado agregado constituído por *sample persons*, que nunca tenham feito parte de nenhuma outro agregado do estudo. Basicamente, *sample person* é um indivíduo que ao iniciar a sua participação no estudo no primeiro ano, é propício de ser seguido em anos posteriores. Todos os restantes indivíduos são *non-sample persons* (Eurostat, 1999).

Os pesos longitudinais são calculados de forma a exprimir a estrutura da população em estudo e são calculados tendo em conta o desenho amostral e as características dos indivíduos. À medida que um indivíduo acompanha o estudo, os pesos são recalculados a cada ano tendo em conta as não respostas e os indivíduos que abandonaram o painel. O algoritmo do cálculo destes pesos pode ser consultado em Eurostat, 2000.

### **2.1.2 Amostra em estudo**

Os dados analisados no presente estudo são do ECHP de Portugal e serão utilizadas todas as oito vagas disponibilizadas, desde 1994 até 2001.

Neste estudo são considerados os indivíduos que participam ao ECHP desde o início, ou seja, os *sample persons*, pois será tomado em conta o desenho amostral complexo em alguns dos modelos estimados. São considerados para a amostra indivíduos em idade activa, entre os 16 e os 65 anos, empregados ao longo do período em estudo, com mais de 15 horas de trabalho semanais e com observações válidas nas variáveis de satisfação laboral. Considera-se a questão das não respostas fora do âmbito de investigação deste trabalho. Assim, obteve-se uma amostra com 2502 observações válidas.

Na figura 2.1, 2.2 e 2.3, estão representadas as frequências de resposta às variáveis de satisfação com o rendimento, segurança (factores extrínsecos), tipo, número de horas de trabalho semanais, horários e ambiente/condições de trabalho (factores intrínsecos).

Como se pode observar a percentagem de respostas da variável de satisfação com o rendimento (na figura 2.1, à esquerda) apresenta uma distribuição bastante distinta das restantes. A variável de satisfação com o rendimento é a que apresenta maior percentagem nos níveis inferiores de satisfação (nível 1, 2 e 3), ou seja, a variável com menores níveis de satisfação. Segundo Rose (2001) tal deve-se ao facto de os indivíduos, quando submetidos



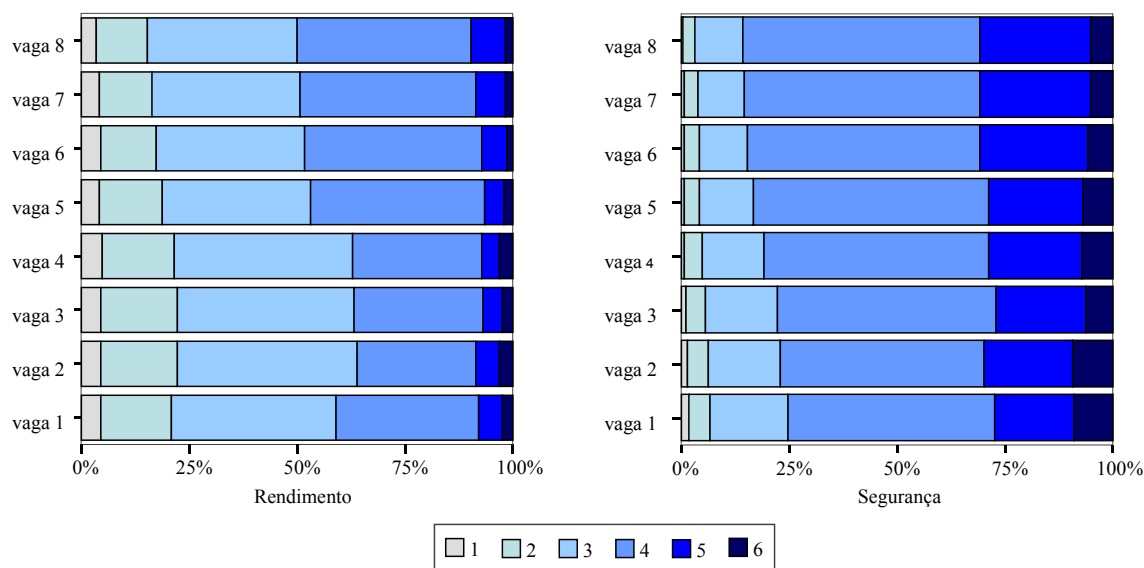


Figura 2.1: Satisfação com o rendimento e segurança do trabalho (factores extrínsecos) de 1994 (vaga 1) até 2001 (vaga 8); 1 - não satisfeito, . . . , 6 - totalmente satisfeito

a uma avaliação da satisfação, serem mais rigorosos na avaliação dos factores extrínsecos. Consequentemente os níveis de satisfação com os factores extrínsecos são geralmente mais baixos do que os níveis de satisfação com os factores intrínsecos. Contudo, a variável de satisfação com a segurança de trabalho (figura 2.1, à direita) não é das que apresenta menores níveis de satisfação, aliás, verifica-se uma diminuição progressiva da percentagem de respostas nos níveis inferiores de satisfação (níveis 1, 2 e 3), enquanto que os níveis superiores (nível 5) aumentam até à vaga 5, mantendo-se constante nas vagas 6, 7 e 8. No que diz respeito à satisfação com os factores intrínsecos (figuras 2.2 e 2.3), as variáveis de satisfação com o tipo de trabalho e as condições/ambiente de trabalho são as que têm maior percentagem de resposta nos níveis de satisfação mais elevados.

Na tabela 2.2 estão os valores médios de satisfação das variáveis consideradas nas oito vagas. A variável de satisfação com o rendimento é a que tem valores médios mais baixos, seguida da variável de satisfação com o número de horas de trabalho semanais (ambas apresentam valores médios de satisfação inferiores a 4). As variáveis de satisfação com o tipo de trabalho e com o ambiente/condições de trabalho são as que têm valores médios superiores (apresentando valores médios de satisfação muito próximos de 4.2).

No estudo são ainda consideradas algumas variáveis explicativas como possíveis determinantes da satisfação laboral tendo em conta a pesquisa bibliográfica realizada. Vários estudos consultados apontam o rendimento, a dimensão da empresa, o tipo de contrato e

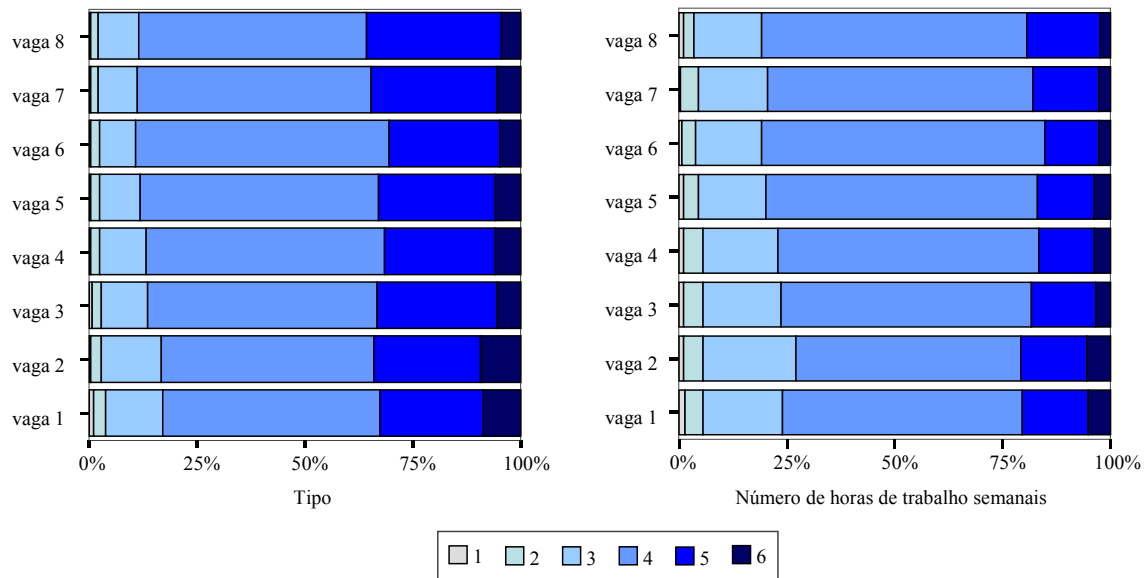


Figura 2.2: Satisfação com o tipo e número de horas de trabalho semanais (factores intrínsecos) de 1994 (vaga 1) até 2001 (vaga 8); 1 - não satisfeito, ..., 6 - totalmente satisfeito

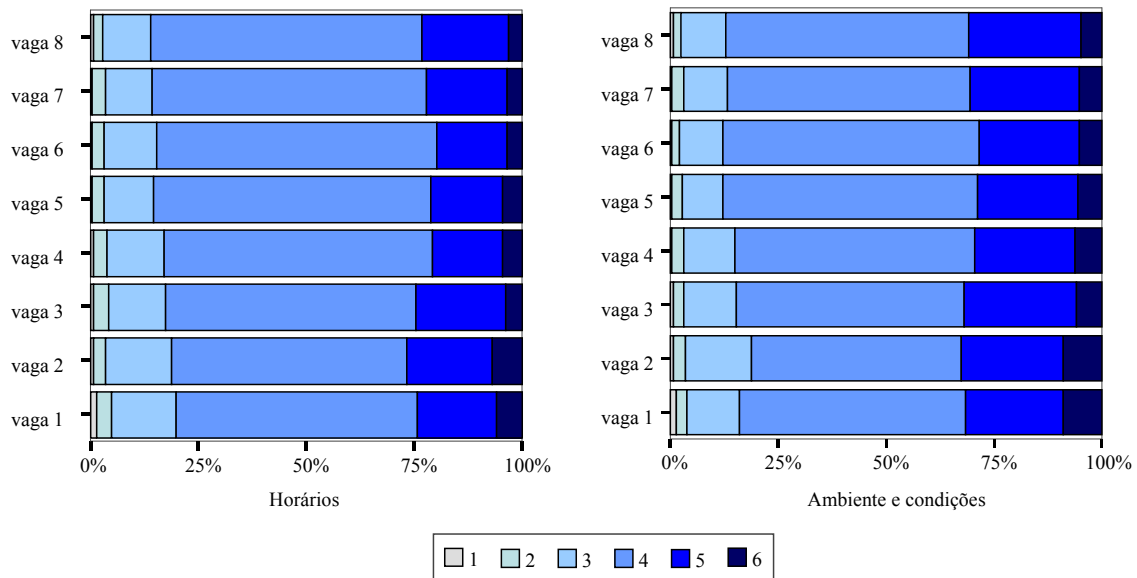


Figura 2.3: Satisfação com os horários e condições/ambiente de trabalho (factores intrínsecos) de 1994 (vaga 1) até 2001 (vaga 8); 1 - não satisfeito, ..., 6 - totalmente satisfeito

Tabela 2.2: Médias das seis variáveis de satisfação para os anos 1994 (vaga 1) a 2001 (vaga 8)

	VAGAS							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Rendimento	3.264	3.219	3.197	3.215	3.329	3.359	3.398	3.434
Segurança	4.037	4.087	4.044	4.115	4.142	4.169	4.170	4.188
Tipo	4.194	4.237	4.218	4.213	4.244	4.223	4.263	4.262
Nº horas/semana	3.949	3.929	3.920	3.915	3.951	3.947	3.955	3.985
Horários	4.036	4.104	4.056	4.027	4.069	4.041	4.075	4.084
Condições	4.193	4.185	4.190	4.176	4.195	4.191	4.193	4.198

a existência de crianças menores de 12 anos no agregado como importantes para explicar a satisfação laboral (por exemplo, Diaz-Serrano e Vieira, 2005; Vieira, 2005; e Vieira *et al.*, 2005). No entanto, no caso das variáveis rendimento e dimensão da empresa o número de observações omissas na nossa amostra (cerca de 600 observações em cada uma das variáveis) tornou impeditiva a utilização destas duas variáveis na modelação. Na vaga 1 do ECHP para Portugal não foi recolhida informação sobre o tipo de contrato e a existência de crianças menores de 12 anos no agregado, pelo que estas não podem ser utilizadas. Assim, optou-se por consideradas as seguintes variáveis como possíveis determinantes da satisfação laboral em Portugal: sexo, estado civil, percepção do estado de saúde, habilitações literárias e sector de actividade<sup>3</sup>. Uma descrição detalhada de todas as variáveis utilizadas nos modelos apresentados consta em anexo, nas tabelas 6.1 e 6.2. As variáveis explicativas podem definir-se como variantes ou invariantes no tempo, consoante a sua natureza, isto é, consideram-se como invariantes as variáveis que podendo assumir diferentes valores entre os indivíduos, mantém o mesmo valor ao longo do tempo (por exemplo o sexo). Variáveis variantes no tempo são aquelas que podem assumir diferentes valores entre os indivíduos e ao longo do tempo (por exemplo o rendimento do agregado). Neste trabalho as variáveis explicativas serão apenas consideradas no primeiro momento temporal (vaga 1), sendo modeladas como invariantes no tempo assumindo-se, por simplificação que os seus valores se mantêm constantes.

<sup>3</sup>Uma modelação preliminar realizada incluiu também as variáveis idade, sentido de sobre-qualificação e número de horas de trabalho semanais. Contudo, estas não se revelaram significativas para explicar a satisfação laboral ao longo do tempo, pelo que se optou pela sua não inclusão nos modelos finais apresentados neste trabalho.

Assim, de um total de 2502 indivíduos, a amostra é composta por 1595 indivíduos do sexo masculino e 907 do sexo feminino. A média de idades dos indivíduos na amostra é de 37 anos e o indivíduo mais velho tem 57 anos. Cerca de 72,5% dos indivíduos são casados, face a 27,5% que nunca foram casados, ou que são separados, divorciados ou viúvos. Apenas 5,4% dos indivíduos da amostra têm o ensino superior, 10% têm o ensino secundário completo e os restantes 27,7% dos indivíduos têm menos que o ensino secundário. Relativamente ao estado de saúde, 73,3% dos indivíduos têm a percepção de um bom ou muito bom estado de saúde, tendo os restantes a percepção de um pior estado de saúde. Finalmente, no que diz respeito ao sector de actividade 77,2% trabalham em sector privado, enquanto 22,8% trabalho no sector público.

## Capítulo 3

# O *Framework* dos Modelos de Equações Estruturais

Os modelos de Equações Estruturais - *Structural Equation Models* (SEM) - inserem-se nos modelos de dependência, admitindo relações múltiplas entre variáveis dependentes e independentes, sendo que, os coeficientes destas relações podem ser interpretados como coeficientes de regressão. Algumas das variáveis do modelo podem ser latentes, ou seja, variáveis que não são directamente observáveis.

Um SEM é definido pela componente estrutural e eventualmente pela componente de medida. A componente estrutural do modelo define a estrutura de relações de dependência entre as variáveis. A componente de medida do modelo define a estrutura de relações entre as variáveis observadas e as variáveis latentes. Os *factor loadings*, ou pesos, representam os efeitos da variável latente sobre os indicadores de medida (variáveis observadas).

Os procedimentos deste tipo de modelos dão particular atenção às covariâncias entre as variáveis observadas, de forma a procurar minimizar a diferença entre as covariâncias amostrais ( $\hat{\Sigma}$ ) e a estrutura de covariâncias implícita ao modelo ( $\Sigma(\theta)$ ). Se o modelo estiver correcto e se os parâmetros estiverem identificados, então a matriz de covariâncias deve ser exactamente replicada (Bollen, 1989).

De entre algumas desvantagens, tais como a necessidade de grandes amostras e, no caso de variáveis métricas, pressupor a normalidade multivariada das variáveis, os SEM também contemplam diversas vantagens, designadamente, a capacidade de trabalhar com técnicas de máxima verosimilhança em amostras com observações omissas, calcular medidas de bondade de ajustamento e a utilização de variáveis latentes no modelo permitindo assim,

a inclusão da componente erro de medida para efeitos de estimação (Duncan *et al.*, 2006 e Salgueiro *et al.*, 2010).

Este trabalho pretende apresentar três abordagens diferentes na modelação longitudinal da satisfação laboral em Portugal: (1) Modelos Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados (CL-MPM), (2) Modelos de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados (CL-SEM) e (3) Modelos com Trajectória Latente (LGCMs). Nestes modelos deve dar-se especial atenção à natureza das variáveis em estudo. Assim, este capítulo começa com uma breve explicação das considerações que se devem ter em conta aquando da estimação de modelos com variáveis ordinais (que é o caso das variáveis de satisfação observadas utilizadas nos modelos CL-SEM e LGCM). Seguem-se duas secções dedicadas, respectivamente, aos CL-MPM e CL-SEM. Posteriormente, apresentam-se os LGCMs. Finalmente, é efectuada uma descrição dos processos de estimação utilizados, bem como das medidas de bondade de ajustamento consideradas.

### **3.1 Modelos com Variáveis Contínuas e Modelos com Variáveis Ordinais**

Antes de estimar qualquer modelo, deve proceder-se a uma análise exploratória dos dados a fim de se identificar a natureza de cada uma das variáveis em estudo. Neste trabalho consideram-se variáveis contínuas e variáveis ordinais. No caso de variáveis contínuas, está subjacente uma escala de intervalo com propriedades métricas, não levantando qualquer problema o cálculo da matriz de correlações. No entanto, no caso de variáveis ordinais assume-se um número reduzido de valores e adicionalmente é imposta uma relação de ordem entre esses valores, por exemplo, no caso das escalas de tipo *Likert*, supõem-se que um indivíduo que responde determinada categoria, de uma dada variável, tem mais dessa categoria do que de uma outra categoria qualquer.

A violação de pressupostos na consideração de variáveis ordinais como contínuas remete para questões relacionadas com a distribuição das variáveis observadas, com o cálculo da matriz de variância-covariância ou de correlações da amostra e, conseqüentemente estimativas enviesadas. Um procedimento comum para contornar esta violação de pressupostos passa por admitir que a cada variável ordinal observada ( $y_i$ ) está subjacente uma variável contínua latente ( $y_i^*$ ), tal que,  $y_i^*$  espelha a distribuição da variável  $y_i$  através de uma

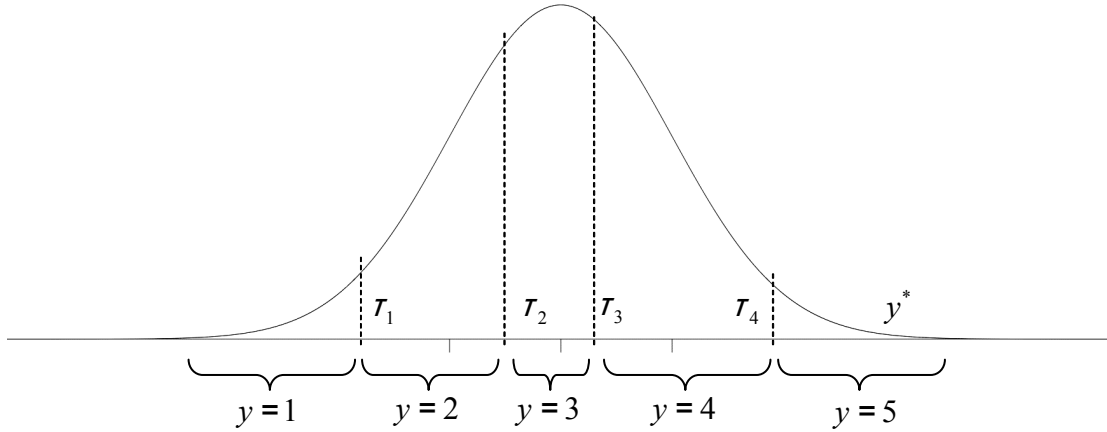


Figura 3.1: Estrutura de *thresholds* da variável contínua latente  $y^*$  subjacente a uma variável ordinal observada  $y$  com cinco categorias

estrutura auxiliar de *thresholds*.

Suponha-se que  $y_i$  tem  $k$  categorias, então quando  $y_i = j$  ( $0 < j \leq k$ ) significa que  $y_i$  pertence à categoria  $j$ . Os valores em  $y_i^*$  estão associados a limites definidos como *thresholds*, isto é,  $y_i = j$  é equivalente a  $\tau_{j-1} < y_i^* \leq \tau_j$ , tal que,  $\tau_0 = -\infty$ ,  $\tau_k = +\infty$  e  $\tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_{k-1}$ .

A figura 3.1 ilustra a estrutura de *thresholds* implícita a uma variável contínua latente ( $y^*$ ) subjacente a uma variável ordinal observada ( $y$ ) com 5 categorias.

Na figura consegue perceber-se que todas as observações que estão na categoria 1 de  $y$  terão valores inferiores a  $\tau_1$  de  $y^*$ , as observações que estão na categoria 2 de  $y$ , terão valores entre  $\tau_1$  e  $\tau_2$  em  $y^*$  e assim sucessivamente.

O cálculo das correlações entre as variáveis passa a ser feito com base nos valores dos *thresholds*. O coeficiente de correlação entre duas variáveis latentes,  $y_1^*$  e  $y_2^*$ , subjacentes a duas variáveis ordinais observadas,  $y_1$  e  $y_2$ , chama-se coeficiente de correlação *polychoric*, tal que, "the polychoric correlation estimates the linear relationship between two unobserved continuous variables given only observed ordinal data" (Flora e Curran, 2004: 467).

Para cada variável ordinal observada é conhecida a proporção de casos que pertencem a determinada categoria,  $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_k$ . Como a soma destas proporções é 1, temos  $k - 1$  proporções independentes e por isso  $k - 1$  *thresholds*.

Para seguir este método terá de se admitir um pressuposto relativamente à distribuição da variável contínua latente subjacente: pressupõe-se que  $y_i^*$  é uma variável com distribuição

normal estandardizada, isto é, tem média 0 e variância 1. Assim, com este pressuposto e a proporção de casos em cada categoria de  $y_i$ , é suficiente para identificar os valores do *thresholds*, tal que,

$$\tau_j = \Phi^{-1} \left( \sum_{k=1}^j \pi_k \right), \quad (3.1)$$

onde  $j = 1, 2, \dots, k - 1$  e  $\Phi^{-1}(\cdot)$  representa o inverso da distribuição normal padrão acumulada para o valor  $(\cdot)$ .

Embora o pressuposto da distribuição normal estandardizada para a variável  $y_i^*$  seja viável para uma variável, o mesmo não acontece quando temos medidas repetidas. Se assumimos todas as medidas repetidas como variáveis estandardizadas, estamos a forçá-las a ter média 0 e variância 1 em todos os momentos temporais. Como alternativa sujeita-se a estrutura auxiliar de *thresholds* a algumas restrições, de forma a permitir o estudo das médias e variâncias das medidas repetidas. Então, para cada medida repetida fixa-se o primeiro *threshold* a 1 ( $\tau_1 = 1$ ) e sujeita-se a estimação os restantes *thresholds*, ainda que estes estejam restringidos a ser iguais ao longo do tempo.

De acordo com Flora e Curran (2004) o cálculo das correlações *polychoric* divide-se num processo de dois passos, sugerido por Olsson (1979). O primeiro passo consiste no cálculo da proporção de casos em cada categoria da variável ordinal a partir dos *thresholds*, tal como foi explicado, e no segundo passo os *thresholds* são utilizados juntamente com a tabela de contingência das variáveis observadas para estimar a correlação que se obteria caso as variáveis em vez de latentes tivessem sido directamente observadas. Este procedimento está inerente ao processo de estimação do modelo que será abordado na secção 3.5.

Nas secções que se seguem, para os CL-MPM assumem-se variáveis contínuas observadas, no entanto, para os CL-SEM e LGCM admite-se que as variáveis observadas são ordinais e, por isso, deve ter-se em conta que tanto as equações definidas, como todos os procedimentos referidos assumem-se para as variáveis contínuas latentes subjacentes às respectivas variáveis ordinais observadas.



### 3.2 Modelo Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados

Um modelo Multi-Processos (MPM) é um modelo definido por um conjunto de equações de regressão estimadas em simultâneo, que admite apenas variáveis observadas. De facto o modelo é constituído por um conjunto de variáveis dependentes e independentes observadas,  $Y$  e  $X$ , respectivamente.

Em anexo (secção 6.2) é apresentada uma breve explicação da estrutura matricial de um MPM genérico, com variáveis  $Y$  e  $X$ . Interessa aqui expor o caso particular de um MPM com efeitos cruzados e desfasados (CL-MPM) entre medidas repetidas. Como tal, considerem-se as duas variáveis,  $Sext$  e  $Sint$ , indicadores de satisfação laboral com os factores extrínsecos e intrínsecos, respectivamente, medidas em quatro momentos temporais consecutivos. O diagrama do modelo está na figura 3.2.

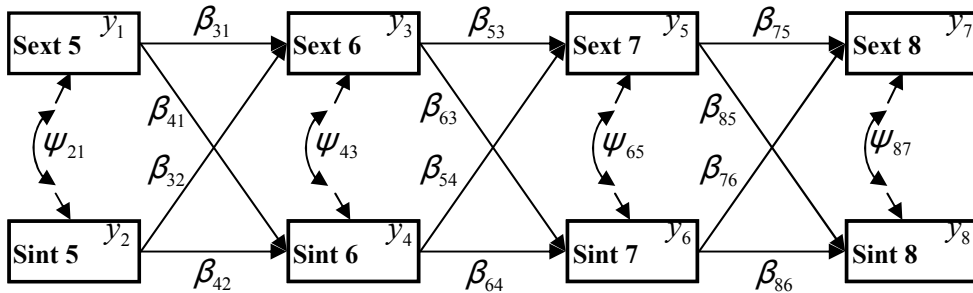


Figura 3.2: Diagrama do modelo multi-processos com efeitos cruzados e desfasados

No diagrama  $y_1, y_3, y_5$  e  $y_7$  representam a variável  $Sext$  medida nos quatro momentos considerados e  $y_2, y_4, y_6$  e  $y_8$  representam a variável  $Sint$  medida nos mesmos quatro momentos temporais.

Usualmente as duas variáveis no primeiro momento temporal seriam parametrizadas como variáveis independentes  $X$ , e os parâmetros a estimar entre essas variáveis e as do ano seguinte seriam  $\gamma_s$ , no entanto, optou-se por parametrizar tudo como variáveis dependentes  $Y$ , pois, aquando da introdução de outras variáveis explicativas (os determinantes da satisfação laboral) as variáveis  $Sext_5$  e  $Sint_5$  passam a ser variáveis dependentes.

Com base no diagrama da figura 3.2 é fácil perceber que  $Sext_6$  e  $Sint_6$  são hipoteticamente determinados pelos seus valores no primeiro momento considerado, assim como  $Sext_7$  e  $Sint_7$  são determinados pelos seus valores no momento anterior, analogamente de define

*Sext8* e *Sint8*, portanto, o modelo é definido pelo sistema de equações,

$$y_3 = \beta_{31}y_1 + \beta_{32}y_2 + \epsilon_3$$

$$y_4 = \beta_{41}y_1 + \beta_{42}y_2 + \epsilon_4$$

$$y_5 = \beta_{53}y_3 + \beta_{54}y_4 + \epsilon_5$$

$$y_6 = \beta_{63}y_3 + \beta_{64}y_4 + \epsilon_6$$

$$y_7 = \beta_{75}y_5 + \beta_{76}y_6 + \epsilon_7$$

$$y_8 = \beta_{85}y_5 + \beta_{86}y_6 + \epsilon_8.$$

Onde  $\beta_{41}$ ,  $\beta_{32}$ ,  $\beta_{63}$ ,  $\beta_{54}$ ,  $\beta_{85}$  e  $\beta_{76}$  definem os efeitos cruzados e  $\beta_{31}$ ,  $\beta_{42}$ ,  $\beta_{53}$ ,  $\beta_{64}$ ,  $\beta_{75}$  e  $\beta_{86}$  definem os efeitos desfasados no tempo.  $\epsilon_i$  representa o termo residual de cada equação. Porque se admite que estas duas dimensões de satisfação se encontram correlacionadas, em cada momento temporal, permite-se a correlacionar as variâncias dos termos residuais das duas dimensões ( $\psi_{21}$ ,  $\psi_{43}$ ,  $\psi_{65}$  e  $\psi_{87}$ ), definindo assim a estrutura da matriz  $\Psi$ . Note-se que neste modelo, as variáveis *Sext* e *Sint* em cada ano são consideradas variáveis contínuas (recorde-se que estas são construídas como soma de itens de duas e quatro variáveis ordinais, respectivamente), havendo assim que assumir a normalidade multivariada das variáveis.

### **3.3 Modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados**

Em anexo, na secção 6.3, é apresentada uma breve descrição da estrutura matricial de um modelo de Equações Estruturais genérico. Interessa aqui explorar o caso particular de um modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados (CL-SEM). A componente estrutural do CL-SEM define as relações entre as variáveis latentes, enquanto a componente de medida estabelece as relações entre as variáveis observadas e as variáveis latentes.

Considere-se o CL-SEM representado na figura 3.3 que define a modelação longitudinal de duas dimensões de satisfação laboral, designadamente, a satisfação com os factores extrínsecos e a satisfação com os factores intrínsecos, em quatro momentos temporais

consecutivos.

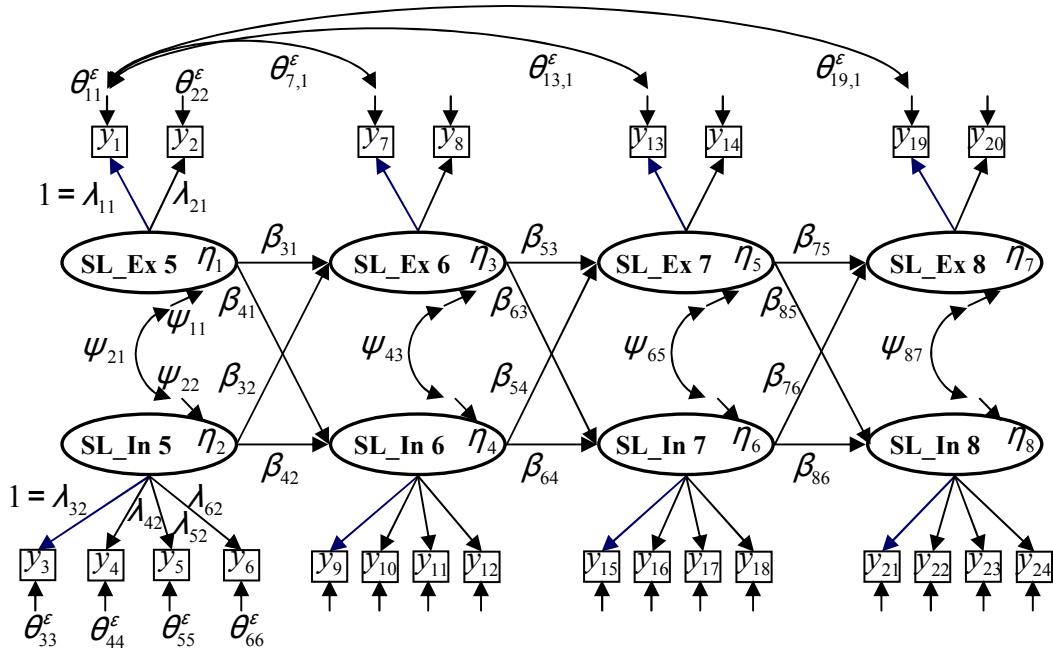


Figura 3.3: Diagrama do modelo de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados

$SL\_Ex.t$  e  $SL\_In.t$  ( $t = 5, 6, 7, 8$ ) representam as variáveis latentes que definem satisfação com os factores extrínsecos e a satisfação com os factores intrínsecos, respectivamente no momento temporal  $t$ .  $SL\_Ex.t$  é medida por dois indicadores e  $SL\_In.t$  é medida por quatro indicadores de satisfação laboral.

Tal como no CL-MPM, optou-se por parametrizar todas as variáveis deste modelo como dependentes. Desta forma facilita-se a parametrização do modelo aquando a introdução de variáveis explicativas no modelo, já que as variáveis latentes  $SL\_Ex.5$  e  $SL\_In.5$  passarão a ser dependentes.

A modelação de satisfação laboral ao longo do tempo é definida pelos efeitos cruzados ( $\beta_{41}, \beta_{32}, \beta_{63}, \beta_{54}, \beta_{85}$  e  $\beta_{76}$ ) e desfasados ( $\beta_{31}, \beta_{42}, \beta_{53}, \beta_{64}, \beta_{75}$  e  $\beta_{86}$ ) no tempo, considerados entre as duas dimensões de satisfação em vagas consecutivas. Admite-se ainda a correlação entre as variâncias dos termos residuais das equações entre as duas dimensões de satisfação ( $\psi_{21}, \psi_{43}, \psi_{65}$  e  $\psi_{87}$ ), definindo assim a estrutura da matriz  $\Psi$ . Por uma questão de identificação do modelo, fixa-se a 1 um dos efeitos entre cada variável latente e um dos seus indicadores de medida. Por simplificação, tal só está representado no diagrama para  $\lambda_{11} = \lambda_{32} = 1$ . Uma vez que são consideradas medidas repetidas (em quatro momentos temporais consecutivos), deixou-se correlacionar as variâncias dos termos

residuais das medidas repetidas. O tipo de correlações dos erros de medida associados às medidas repetidas determina a estrutura da matriz  $\theta_\epsilon$ . Note-se que na figura apenas estão representadas as correlações dos erros de medida para uma variável observada ( $\theta_{7,1}^\epsilon$ ,  $\theta_{13,1}^\epsilon$  e  $\theta_{19,1}^\epsilon$ ), no entanto, foram consideradas para todas as variáveis observadas no modelo. Optou-se por não as representar no diagrama para evitar que este ficasse sobrecarregado. Note-se que para este modelo as variáveis observadas são de natureza ordinal, pelo que todas as considerações feitas devem supor-se para a variável contínua latente subjacente a cada variável ordinal observada.

Para este modelo podem ainda considerar-se possíveis determinantes da satisfação laboral, como invariantes no tempo, admitindo-se os efeitos destes apenas sobre as variáveis *SL\_Ex\_5* e *SL\_In\_5*, permitindo explicar as diferenças nos níveis de satisfação das duas dimensões referidas no primeiro momento temporal considerado.

No CL-SEM, para além das equações da componente estrutural, devem também ter-se em conta as equações da componente de medida do modelo. A componente estrutural do modelo define a modelação longitudinal de satisfação laboral onde se admite que as relações de dependência ( $\beta$ ) são iguais para todos os indivíduos, permitindo apenas aferir relativamente à variação da amostra como um todo. Esta pode ser considerada uma limitação deste tipo de modelação, pelo que, se apresentam a seguir os modelos com Trajectória Latente que permitem definir uma trajectória de satisfação para cada indivíduo.

### **3.4 Modelo com Trajectória Latente**

De uma forma muito geral, os modelos com trajectória latente (LGCMS) *”permit the investigation of interindividual differences in change over time and allow the researcher to investigate the antecedents and consequences of change”* (Preacher *et al.*, 2008: 5).

Mais especificamente, considerem-se determinadas variáveis observadas medidas em vários momentos temporais. A cada uma das variáveis está subjacente uma trajectória latente ao longo desse período temporal, dada por um intercepto e um declive. O conjunto das variáveis estabelecem uma estrutura de interceptos e declives que definem a trajectória do processo que lhes é subjacente (Boolen e Curran, 2006). O intercepto fornece informação sobre o estado inicial da trajectória, enquanto o declive mede o ritmo de mudança no tempo. Para além da trajectória global, os modelos permitem um intercepto e um declive

para cada indivíduo.

Ao assumir a trajectória das variáveis observadas ao longo do tempo como latente, é possível parametrizar um LGCM com base no *framework* dos SEM. Deste modo os LGCMs partilham de muitas das vantagens dos SEM que foram enunciadas no início deste capítulo. Na exposição teórica aqui apresentada consideram-se as medidas repetidas como sendo de natureza ordinal, pelo que, como vimos anteriormente, a cada variável ordinal observada está subjacente uma variável contínua latente e é sobre esta variável latente que se modela a trajectória.

### 3.4.1 Modelo com trajectória latente não condicionada

Considere-se o modelo com trajectória latente linear da variável  $y$ , medida em quatro momentos temporais consecutivos, representado pelo diagrama da figura 3.4.

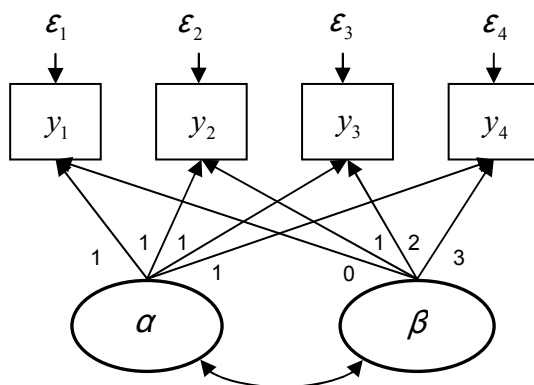


Figura 3.4: Modelo com trajectória latente não condicionada da variável  $y$

As medidas repetidas  $y_1$ ,  $y_2$ ,  $y_3$  e  $y_4$  são os indicadores de medida observados de duas variáveis latentes,  $\alpha$  e  $\beta$ . Estas variáveis latentes são normalmente chamadas de efeitos aleatórios e representam o intercepto e o declive da trajectória, tal que "the intercept factor represents the level of the outcome measure,  $y$ , at which the time variable equals zero, and the slope factor represents the linear rate at which the outcome measure changes." (Preacher *et al.*, 2008: 6).

As variáveis observadas então relacionadas com os factores latentes do modelo com trajectória latente através dos pesos, dados na matriz  $\Lambda$ . Esta é também a estrutura de um modelo de AFC, embora com algumas restrições ao nível dos parâmetros. Enquanto na AFC a matriz dos pesos é livre de ser estimada, nos LGCMs é fixa de modo a representar

uma estrutura de médias, variâncias e covariâncias implícita a este modelo. Os pesos factoriais do intercepto estão fixos a 1, de onde se subentende que o intercepto de cada indivíduo se mantém constante ao longo do tempo, e os pesos do declive são fixos a uma progressão linear ( $\lambda_t = t - 1$ ), que representa o crescimento linear ao longo do tempo. Fazer  $\lambda_1 = 0$  permite ao intercepto reflectir a média de  $y$  no primeiro momento temporal e os outros valores, com a diferença de uma unidade, permitem reflectir a passagem do tempo em períodos consecutivos, representando assim a trajectória linear.  $\epsilon_1, \epsilon_2, \epsilon_3$  e  $\epsilon_4$  representam os termos residuais da variável  $y$  a cada momento temporal e a covariância entre o intercepto e o declive da trajectória latente é sujeita a estimação.

Este modelo com trajectória latente não condicionada é dado por

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t \beta_i + \epsilon_{it}, \quad (3.2)$$

onde  $y_{it}$  representa o valor da variável  $y$  para o  $i$ -ésimo ( $i = 1, \dots, n$ ) indivíduo no momento temporal  $t$  ( $t = 1, \dots, T$ );  $\alpha_i$  é o intercepto aleatório para o indivíduo  $i$ ;  $\beta_i$  é o declive aleatório para o indivíduo  $i$ ; e  $\epsilon_{it}$  é o termo residual da trajectória traçada para o indivíduo  $i$  no momento  $t$ .

A média do intercepto representa a média da amostra no momento inicial e a média do declive representa a taxa média de mudança dos indivíduos da amostra ao longo do tempo em estudo. Da mesma forma interessa estimar as variâncias do intercepto e do declive. As variâncias do intercepto e do declive representam a variabilidade dos indivíduos em torno da média da amostra, respectivamente para o valor inicial e para a taxa de mudança.

O modelo definido pela equação 3.2 pressupõe algumas condições. Tal como acontece num modelo de regressão linear pressupõe-se que o termo residual tem média zero ( $E(\epsilon_{it}) = 0, \forall i, t$ ) e variância constante ( $Var(\epsilon_{it}) = E(\epsilon_{it}^2)$ , para cada  $t$ ). Para além disso, assume-se que os termos residuais não estão correlacionados entre os indivíduos ( $E(\epsilon_{it}\epsilon_{jt}) = 0, \forall t$  e  $i \neq j$ ), nem com cada um dos factores latentes  $\alpha_i$  e  $\beta_i$  ( $Cov(\epsilon_{it}, \alpha_i) = Cov(\epsilon_{it}, \beta_i) = 0$ ) para todo  $i$  e em cada momento temporal. São considerados ainda outros pressupostos, como o facto de os termos residuais não estarem correlacionados ao longo do tempo ( $Cov(\epsilon_{it}\epsilon_{i,t+s}) = 0$ , com  $s \neq 0$ ), os interceptos e declives não estão correlacionados entre cada indivíduo da amostra ( $Cov(\alpha_i, \alpha_j) = Cov(\beta_i, \beta_j) = Cov(\alpha_i, \beta_j) = 0$ , com  $i \neq j$ ) e, por fim, o termo residual para diferentes indivíduos não está correlacionado

$(Cov(\epsilon_{it}\epsilon_{j,t+s}) = 0$ , para  $i \neq j$  e  $\forall s$ ).

Num LGCM, os parâmetros de interesse são as médias, as variâncias e covariâncias dos efeitos aleatórios, isto é, do intercepto e do declive. Então para um modelo de trajectória latente não condicionada, as equações do intercepto e do declive são dadas por:

$$\alpha_i = \mu_\alpha + \zeta_{\alpha i} \quad (3.3)$$

$$\beta_i = \mu_\beta + \zeta_{\beta i}. \quad (3.4)$$

Na equação 3.3,  $\mu_\alpha$  é a média do intercepto de todos os indivíduos e  $\zeta_{\alpha i}$  uma perturbação. Da mesma forma, na equação 3.4,  $\beta_i$  é função da média do declive de todos os indivíduos,  $\mu_\beta$ , e da perturbação  $\zeta_{\beta i}$ .

As perturbações da equação 3.3 e 3.4 têm média zero, variância constante,  $\Psi_{\alpha\alpha}$  e  $\Psi_{\beta\beta}$ , respectivamente, e covariância do intercepto e do declive  $\Psi_{\alpha\beta}$ . Adicionalmente pressupõem-se que ambas as perturbações não estão correlacionadas com o termo residual da equação 3.2 ( $\epsilon_{it}$ ).

Tratando-se de um modelo não condicional, a variância de  $\alpha$  é equivalente à variância da perturbação  $\zeta_\alpha$ , isto é,  $\Psi_{\alpha\alpha}$ , e a variância de  $\beta$  é igual a  $\Psi_{\beta\beta}$ , no entanto, este resultado não será o mesmo num modelo condicional, como se verá a seguir.

Substituindo na equação 3.2, os valores de  $\alpha_i$  e  $\beta_i$ , dados pelas equações 3.3 e 3.4, obtém-se uma única equação para o chamado modelo combinado, ou forma reduzida da equação de trajectória latente,

$$y_{it} = (\mu_\alpha + \lambda_t \mu_\beta) + (\zeta_{\alpha i} + \lambda_t \zeta_{\beta i} + \epsilon_{it}). \quad (3.5)$$

Com base na equação 3.5, é fácil ver que a trajectória de  $y_{it}$  é função da média do intercepto, da variável que representa a passagem do tempo vezes a média do declive e de um termo de perturbação. Note-se que a parcela de perturbação é heteroscedástica ao longo do tempo, devido à presença do termo que depende de  $\lambda_t$ , ou seja,  $\lambda_t \zeta_{\beta i}$ .

Tal como no CL-SEM, aqui também prevalece a questão de identificação do modelo. Uma condição necessária é garantir que existem tantos parâmetros conhecidos para serem identificados como parâmetros desconhecidos. Neste caso, para evitar problemas de identificação do modelo, assumem-se determinadas restrições, no parâmetro  $\lambda_t$  e  $Var(\epsilon_{it})$ . No

primeiro fixa-se o valores  $\lambda_t = t - 1$ , no caso de uma trajectória linear e no segundo caso,  $Var(\epsilon_{it}) = Var(\epsilon_t)$  (tem-se a mesma variância entre os indivíduos podendo, no entanto variar no tempo).

Outra condição necessária para ter um LGCM identificado é admitir, pelo menos, 3 momentos temporais (Bollen e Curran, 2006). A diferença entre o número de parâmetros conhecidos e o número de parâmetros desconhecidos dá o número de graus de liberdade do modelo, assim, quantos mais períodos considerados no modelo, maior o número de graus de liberdade.

Em anexo, secção 6.4, apresenta-se a estrutura matricial do modelo com trajectória latente não condicionada.

### 3.4.2 Modelo com trajectória latente condicionada

O modelo condicional difere do modelo apresentado na secção anterior na medida em que agora são incluídas variáveis explicativas que vão condicionar a estimação do parâmetros inerentes aos factores latentes da trajectória, o intercepto e o declive.

Na figura 3.5 está representado um modelo condicional com trajectória latente explicada por uma variável  $x_1$  (contínua ou *dummy*), medida no primeiro momento temporal e considerada como invariante no tempo.

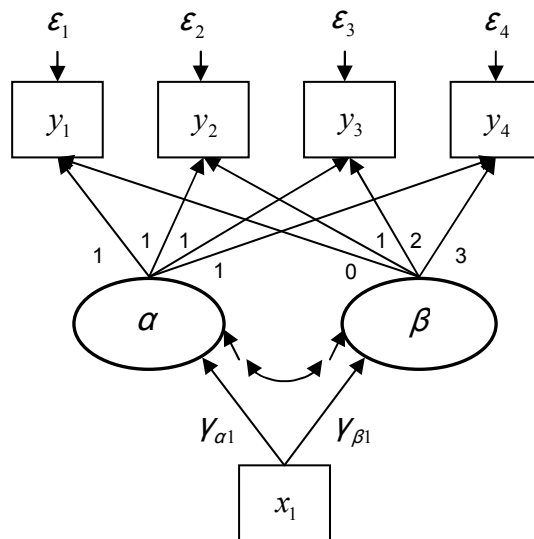


Figura 3.5: Modelo com trajectória latente da variável  $y$  condicionada pela variável  $x_1$

As equações do modelo condicional são a equação 3.2, sendo agora as equações do inter-



cepto e do declive dadas por,

$$\alpha_i = \mu_\alpha + \gamma_{\alpha 1}x_{1i} + \zeta_{\alpha i} \quad (3.6)$$

$$\beta_i = \mu_\beta + \gamma_{\beta 1}x_{1i} + \zeta_{\beta i}. \quad (3.7)$$

Onde,  $\mu_\alpha$  e  $\mu_\beta$  representam a média dos interceptos e declives  $\forall i$  quando  $x_1$  toma o valor 0.  $\gamma_{\alpha 1}$  e  $\gamma_{\beta 1}$  são os coeficientes das variáveis explicativas na equação dos interceptos aleatórios e declives aleatórios, respectivamente. Estes coeficientes podem ser interpretados tal como num modelo de regressão linear, na medida em que, eles exprimem a variação esperada na variável dependente quando a independente varia uma unidade. Ainda como nos modelos com trajectória latente não condicionada,  $\zeta_{\alpha i}$  e  $\zeta_{\beta i}$  são as perturbações com média zero e variância constante  $\Psi_{\alpha\alpha}$  e  $\Psi_{\beta\beta}$ , respectivamente, e covariância  $\Psi_{\alpha\beta}$ . No entanto, agora  $\Psi_{\alpha\alpha}$  e  $\Psi_{\beta\beta}$  não representam as variâncias dos interceptos e dos declives aleatórios, mas antes as variâncias condicionais. Note-se que,  $\zeta_{\alpha i}$  e  $\zeta_{\beta i}$  não estão correlacionados com  $\epsilon_{it}$  e  $x_{1i}$ . Agora, a equação do modelo na forma reduzida, substituindo 3.6 e 3.7 em 3.2, vem dada por,

$$y_{it} = (\mu_\alpha + \lambda_t\mu_\beta) + (\gamma_{\alpha 1} + \lambda_t\gamma_{\beta 1})x_{1i} + (\zeta_{\alpha i} + \lambda_t\zeta_{\beta i} + \epsilon_{it}). \quad (3.8)$$

Nesta forma, pode ver-se que a trajectória de  $y_{it}$  é função de um primeiro termo composto, um coeficiente composto para  $x_{1i}$ , que muda com a passagem do tempo devido à presença do termo  $\lambda_t$  e de um termo de erro composto que também sofre alterações com o tempo. Em termos de identificação, pode-se considerar identificado o modelo com trajectória latente condicionada, desde que estejam validadas duas condições: (1) o modelo com trajectória latente não condicionada paralelo a este tem de estar identificado e (2) todas as variáveis explicativas são observadas (Bollen e Curran, 2006: 129-132).

Em anexo, secção 6.5, apresenta-se a estrutura matricial do modelo com trajectória latente não condicionada.

### **3.4.3 Modelo com trajectória latente de segunda ordem**

Neste caso o objectivo é modelar a trajectória de uma variável latente com múltiplos indicadores, tal como está exemplificado na figura 3.6, onde se considera o factor latente  $\eta_t$  medido por três indicadores,  $y_{1t}$ ,  $y_{2t}$  e  $y_{3t}$ , em três momentos consecutivos.

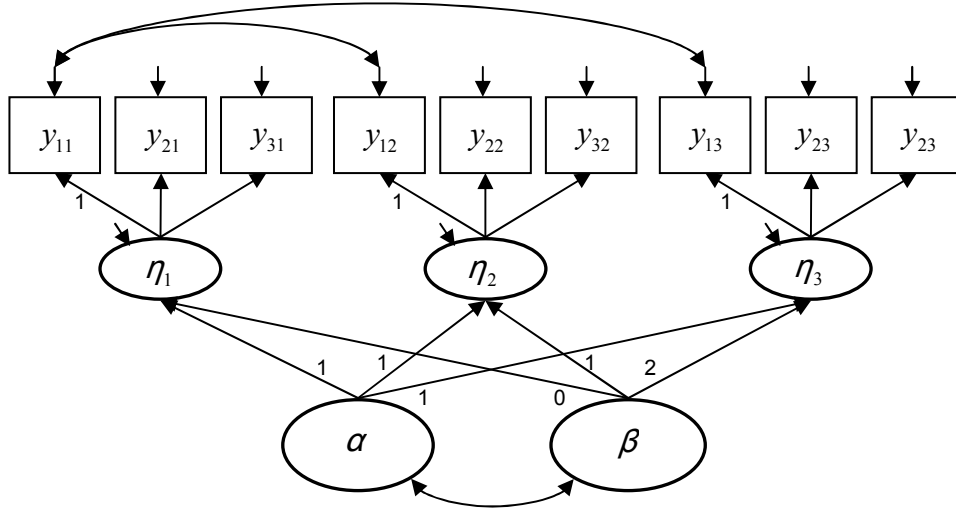


Figura 3.6: Modelo com trajetória latente não condicionada para a variável latente  $\eta_t$ , medida por três indicadores em três momentos temporais

A equação da trajetória deste modelo é dada por,

$$\eta_{it} = \alpha_i + \lambda_t \beta_i + \zeta_{it}, \quad (3.9)$$

tal que,  $\eta_{it}$  representa o factor latente para todo  $i$  a cada  $t$  e  $\zeta_{it}$  é a perturbação para todo  $i$  a cada  $t$ , cuja média é zero e não está correlacionado com qualquer um dos outros elementos da equação. Os termos restantes foram já definidos na secção 3.4.1.

As equações do declive e do intercepto são iguais às definidas em 3.3 e 3.4, respectivamente. Recorde-se que, as perturbações  $\zeta_{\alpha i}$  e  $\zeta_{\beta i}$  têm média zero e não estão correlacionadas com  $\zeta_{it}$  e  $\lambda_t$ .

Então, a equação para a trajetória das variáveis  $y_i$  é semelhante à apresentada para o modelo com trajetória latente não condicionada com a adição de um elemento referente à trajetória da variável latente:

$$y_{ijt} = \nu_{jt} + \Lambda_{jt} \eta_{it} + v_{jit}, \quad (3.10)$$

onde  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, J$ ), é o número de indicadores no modelo,  $\nu_{jt}$  é o intercepto do indicador  $j$  no momento  $t$ ,  $\Lambda_{jt}$  corresponde à matriz dos pesos do indicador  $j$  no momento  $t$  e  $v_{jit}$  é a perturbação do indivíduo  $i$ , no momento  $t$ , para o indicador  $j$ . Pressupõe-se que o termo residual da equação tem média zero e não está correlacionado com nenhum dos outros termos da equação. Note-se que  $\lambda_t$  e  $\Lambda_{it}$  não se referem ao mesmo parâmetro, no

primeiro caso é um escalar que representa a passagem do tempo na trajectória e depende directamente do tempo, enquanto o segundo termo representa a matriz dos pesos entre a variável latente e os indicadores de medida.

Admite-se neste modelo a correlação entre os termos residuais das medidas repetidas<sup>1</sup>, pois, "if we use the same measure over time, it is common in SEM to determine whether the disturbance of a measure at one time is correlated with the disturbance of the same measure at another time" (Bollen e Curran, 2006: 249).

No que diz respeito à identificação deste modelo, Bollen e Curran (2006) sugerem a utilização da *Two-Step Rule*. Tal como o nome indica, este procedimento resume-se a dois passos, no primeiro passo deve tratar-se o modelo como um modelo de medida ignorando a parte do intercepto e do declive, que não é mais do que uma AFC com os termos latentes correlacionados. O segundo passo consiste em considerar os factores latentes como variáveis observadas e supor um modelo com trajectória latente não condicionada com um número de indicadores equivalente e averiguar se este estaria identificado segundo os critérios mencionados anteriormente.

#### **3.4.4 Modelo com trajectória latente multivariado**

Até agora foram apresentados modelos que assumem a estimação de apenas um processo ou trajectória latente. Na prática, vários assuntos remetem para a avaliação de dois ou mais processos que se acredita estarem relacionados. No caso do tema tratado neste trabalho, a satisfação laboral tem duas dimensões - os factores extrínsecos e os factores intrínsecos, cujas trajectórias importa modelar simultaneamente. Nos modelo com trajectória latente isto implica admitir mais um vector de factores latentes e ainda estabelecer as relações entre os factores latentes dos dois processos. A figura 3.7 apresenta um modelo de trajectória latente bivariado, isto é, com dois processos.

A parametrização do modelo com trajectória latente não condicionada com dois processos é uma extensão da parametrização apresentada na secção 3.4.1, sendo que agora em vez de uma equação da trajectória vamos ter duas, da mesma forma teremos dois interceptos e dois declives, em que num caso os parâmetros correspondem à trajectória para as medidas

---

<sup>1</sup>Note-se que na figura 3.6, e por simplificação, apenas estão apenas representadas as correlações entre as variâncias dos termos residuais para um indicador, no entanto, estas correlações devem ser consideradas para todas as medidas repetidas.

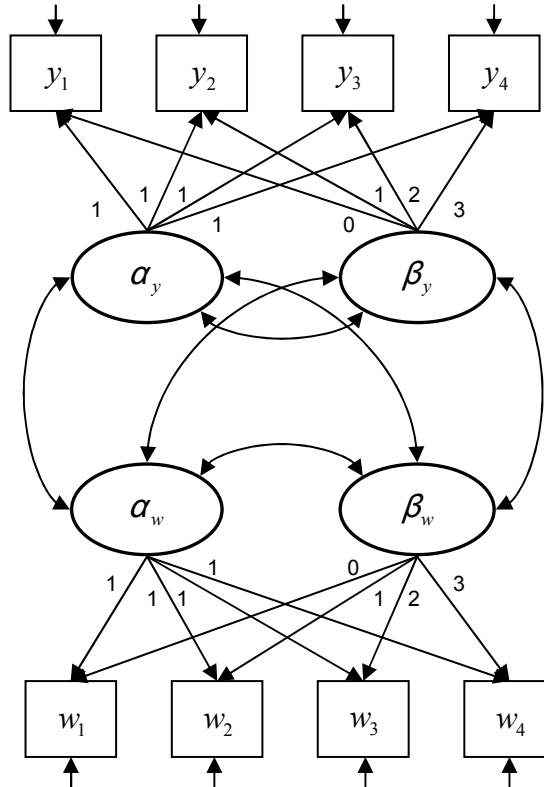


Figura 3.7: Modelo com trajectória latente não condicionada bivariado (com dois processos)

repetidas  $y$  e no outro à trajectória para as medidas repetidas  $w$ .

Neste modelo deve ter-se em conta que, embora esteja subjacente a correlação entre as variáveis observadas dos dois processos ao longo do tempo, este facto só se reflecte na parametrização ao nível das componentes da trajectória latente.

No modelo com trajectória latente só com um processo já vimos que é possível explicar a trajectória por meio de diversas variáveis explicativas. Obviamente também interessa explicar as trajectórias quando temos dois processos. Neste caso, deve ter-se em conta as relações de regressão entre as variáveis explicativas e os factores latentes (intercepto e declive) de ambos os processos<sup>2</sup>.

Em anexo, secção 6.6, apresenta-se a estrutura matricial do modelo com trajectória latente multivariado.

<sup>2</sup>Embora, neste trabalho, se considerem variáveis explicativas das trajectórias em ambos os processos, tal não é condição obrigatória, podendo determinada variável apenas influenciar um dos processos.

### **3.5 Métodos de Estimação e Medidas de Bondade do Ajustamento**

O método de estimação depende do tipo de análise e do tipo de variáveis no modelo. Nomeadamente, nem todos os estimadores são admissíveis para modelos com variáveis ordinais, ou para modelos que sejam estimados tendo em conta o desenho amostral complexo. Para além disso, nem todos os *softwares* permitem estimar modelos com ambas as especificidades. O Mplus permite não só lidar com as complexidades inerentes a variáveis ordinais como com as características do desenho amostral complexo, tanto separadamente como em simultâneo. Em LISREL é possível a estimação de modelos com variáveis ordinais e modelos que considerem o desenho amostral mas separadamente, isto é, actualmente este *software* apenas permite a estimação de modelos com características de desenho amostral complexo para variáveis contínuas.

Para o CL-MPM (modelo com variáveis contínuas e sem características do desenho amostral complexo) é utilizado o estimador de Máxima Verosimilhança (*Maximum Likelihood - ML*) robusto, disponível em Mplus e LISREL. Este estimador pressupõe a normalidade multivariada das variáveis do modelo.

Para um modelo com variáveis ordinais, como no caso dos CL-SEM e dos LGCMs, deve utilizar-se o estimador *Weighted Least Squares* (WLS) robusto.

Em Mplus o estimador usado para modelos com variáveis ordinais e desenho amostral complexo é o *Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted* (WLSMV) tal que "weighted least square parameter estimates using a diagonal weight matrix with standard errors and mean - and variance - adjusted chi-square test statistic that uses full weight matrix" (Muthén e Muthén, 2007: 484). Este estimador implica que os graus de liberdade são estimados com base nos dados em vez de serem determinados pelas especificações do modelo, razão pela qual em modelos equivalentes, os graus de liberdade estimados em Mplus e LISREL não são iguais.

Em Mplus, o estimador WLSMV permite a estimação de modelos com características de desenho amostral complexo através da opção COMPLEX. Na estimação dos parâmetros e dos erros padrão são considerados os pesos longitudinais e é incorporada informação relativa à estratificação e à conglomeração no primeiro momento temporal.

Para aferir a bondade do ajustamento dos modelos tiveram-se em consideração o *Tucker-*

*Lewis Index*<sup>3</sup> (TLI), o *Comparative Fit Index* (CFI), a estatística  $\chi^2$  e respectivos graus de liberdade (df) e o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA).

As medidas CFI e TLI comparam o ajustamento do modelo estimado com o ajustamento do modelo nulo (modelo com nenhum parâmetro a estimar) e ambos fazem uma correcção pelos graus de liberdade, pelo que as medidas são penalizadas com a complexidade do modelo. A estatística  $\chi^2$  afere o grau em que o modelo estimado reproduz a matriz de variância-covariância observada. A medida RMSEA tem em consideração o erro de aproximação à população e a precisão de medida de si mesma, corrigida pelos graus de liberdade.

Consideram-se modelos com ajustamento aceitável aqueles que respeitarem os seguintes limites : CFI > 0.9, TLI > 0.9 e RMSEA < 0.08.

---

<sup>3</sup>Medida também conhecida por *Non-Normed Fit Index* (NNFI).

## Capítulo 4

# Resultados da Modelação da Satisfação Laboral

Neste capítulo apresentam-se os principais resultados dos modelos propostos para modelar longitudinalmente a satisfação laboral em Portugal. São estimados modelos com as quatro últimas vagas do ECHP e posteriormente modelos com o total das oito vagas disponíveis no painel. Tal como já foi mencionado, para modelar a satisfação laboral admite-se uma estrutura bifactorial de satisfação. Uma das dimensões refere-se à satisfação com os factores extrínsecos e a outra representa a satisfação com os factores intrínsecos. Assim, primeiro procurou-se confirmar esta estrutura através da Análise Factorial Confirmatória (AFC) para as vagas 5, 6, 7 e 8 (secção 4.1).

Numa primeira etapa da modelação longitudinal começa-se, na secção 4.2, por modelar a satisfação laboral em quatro momentos temporais com base num modelo Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados (CL-MPM) e usando um modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados (CL-SEM) - secção 4.3.1. No primeiro caso as duas dimensões de satisfação são variáveis observadas, construídas como somas de itens; no caso do CL-SEM as duas dimensões de satisfação são variáveis latentes e assim, admite-se a incorporação do erro de medida no processo de estimação do modelo.

A seguir, são estimados três modelos CL-SEM com oito vagas. A distinção entre os dois primeiros está no facto de um deles admitir as características do desenho amostral complexo para efeitos de estimação, e o outro não (secção 4.3.2). Todos os modelos que se apresentam posteriormente são estimados tendo em conta o desenho amostral complexo. Assim, o último CL-SEM é um modelo com variáveis explicativas, de forma a identificar

possíveis determinantes da satisfação laboral (secção 4.3.3).

Por fim, na secção 4.4 são apresentados os resultados dos LGCMs estimados. Um modelo estima trajectórias de satisfação não condicionadas em 4 vagas, seguido de um modelo semelhante, mas com 8 vagas, terminando com a estimação de um modelo com trajectória latente condicionada.

## **4.1 Análise Factorial Confirmatória**

Como já foi mencionado, neste trabalho adopta-se a estrutura bifactorial proposta por Rose (2001), em que um dos factores refere-se à satisfação com os factores extrínsecos e o outro refere-se à satisfação com os factores intrínsecos. Os factores extrínsecos do trabalho estão relacionados com aspectos materiais e financeiros e os factores intrínsecos estão relacionados com aspectos qualitativas do trabalho. Face às variáveis de satisfação laboral disponibilizadas no ECHP, os factores extrínsecos são medidos pelas variáveis de satisfação com o rendimento e com a segurança. Os factores intrínsecos são medidos pelas variáveis de satisfação com o tipo de trabalho, número de horas de trabalho semanais, horários e ambiente/condições.

O ECHP disponibiliza ainda uma medida de satisfação em relação à distância do percurso casa/emprego, que não é utilizada no presente estudo. Para além de não ser uma variável frequentemente utilizada nos diversos estudos consultados (por exemplo Dias, 2009; Skalli *et al.*, 2008; Vieira, 2005; e Vila e García-Mora, 2005), também num estudo anterior (Serra e Salgueiro, 2009) foram testados vários modelos de AFC com as sete variáveis de satisfação, apresentando medidas de ajustamento claramente inferiores às do modelo que exclui a variável da distância.

O modelo de AFC proposto está apresentado na figura 4.1, no caso da vaga 5. Na tabela 4.1 estão as estimativas, e respectivos erros padrão, dos parâmetros do modelo de AFC para as vagas 5, 6, 7 e 8 obtidas em Mplus<sup>1</sup>. Recorde-se que o significado das variáveis *PE031* a *PE036* está definido na tabela 6.1 do anexo.

De acordo com Salgueiro (2008) admite-se a fiabilidade de um indicador de um modelo quando as estimativas de regressão forem superiores a 0.7, ainda que alguns autores

---

<sup>1</sup>As estimativas obtidas em LISREL estão em anexo, na tabela 6.3.



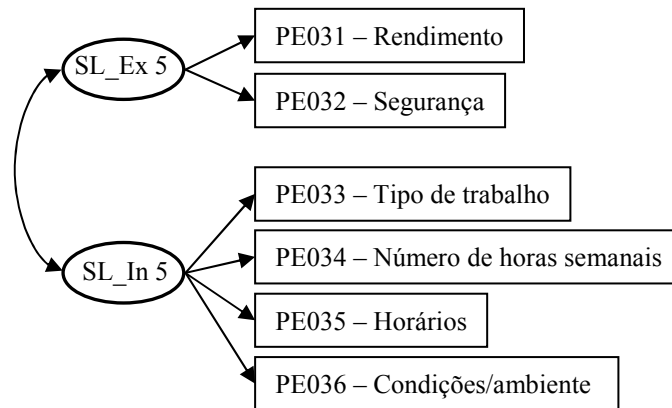


Figura 4.1: Diagrama do modelo de AFC na vaga 5

Tabela 4.1: Resultados dos modelos de AFC (vagas 5, 6, 7 e 8)

		vaga 5	vaga 6	vaga 7	vaga 8
Factores	PE031	0.526 (0.014)	0.561 (0.014)	0.591 (0.014)	0.595 (0.013)
Extrínsecos	PE032	0.769 (0.014)	0.786 (0.013)	0.813 (0.011)	0.827 (0.012)
	PE033	0.775 (0.009)	0.808 (0.008)	0.793 (0.009)	0.812 (0.007)
Factores	PE034	0.788 (0.008)	0.800 (0.008)	0.796 (0.008)	0.838 (0.007)
Intrínsecos	PE035	0.824 (0.007)	0.803 (0.008)	0.804 (0.008)	0.829 (0.007)
	PE036	0.705 (0.010)	0.725 (0.010)	0.716 (0.010)	0.715 (0.010)
CORR(SL_Ex <sub>t</sub> , SL_In <sub>t</sub> )		0.869 (0.015)	0.848 (0.014)	0.890 (0.012)	0.873 (0.012)

aceitem estimativas até 0.6. Neste caso, a variável de satisfação com o rendimento apresenta um valor ligeiramente abaixo desse limite. Segundo Argyle (2001), uma estimativa baixa na variável de satisfação com o rendimento deve-se ao facto de os indivíduos considerarem de pouca importância os aspectos objectivos da satisfação, como é o caso do rendimento, dando maior importância a aspectos de diferenças individuais de personalidade, emoções e processos cognitivos. Desta forma, optou-se por manter esta variável, uma vez que se admite ser importante para o estudo da satisfação laboral.

Note-se que na tabela 4.1 CORR(SL\_Ex<sub>t</sub>, SL\_In<sub>t</sub>) representa a correlação entre as duas variáveis latentes SL\_Ex<sub>t</sub> e SL\_In<sub>t</sub>, verifica-se assim que as duas dimensões de satisfação estão fortemente correlacionadas.

Na tabela 4.2 apresentam-se as medidas de bondade de ajustamento do modelo de AFC nas quatro vagas. Tendo em conta as medidas de bondade de ajustamento apresentadas, apenas a medida RMSEA apresenta valores que violam os limites definidos, pelo que se

considera que os modelos de AFC para as vagas 5, 6, 7 e 8 têm um ajustamento aceitável.

Tabela 4.2: Medidas de bondade do ajustamento dos modelos de AFC

	vaga 5	vaga 6	vaga 7	vaga 8
CFI	0.920	0.930	0.926	0.942
TLI	0.943	0.950	0.947	0.959
RMSEA	0.206	0.197	0.206	0.206

## 4.2 Modelo Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados

Neste modelo consideram-se as dimensões de satisfação com os factores extrínsecos e os factores intrínsecos variáveis observadas construídas como somas de itens. Desta forma, considera-se a estimação dos efeitos cruzados e desfasados entre as duas dimensões ao longo das quatro vagas (vaga 5, 6, 7 e 8).

O diagrama do modelo está representado na figura 3.2 do capítulo anterior. Na tabela 4.3 apresentam-se os valores das estimativas dos parâmetros da matriz  $\mathbf{B}$ , numa solução estandardizada<sup>2</sup> (os valores entre parêntesis curvos são os correspondentes erros padrão).

Tabela 4.3: Resultados do CL-MPM de quatro vagas

	Ext 6	Int 6
Ext 5	0.651 (0.015)	0.132 (0.018)
Int 5	0.076 (0.018)	0.590 (0.016)
	Ext 7	Int 7
Ext 6	0.594 (0.016)	0.125 (0.019)
Int 6	0.131 (0.018)	0.568 (0.017)
	Ext 8	Int 8
Ext 7	0.600 (0.016)	0.126 (0.019)
Int 7	0.132 (0.018)	0.573 (0.017)

Considera-se que o modelo tem um ajustamento razoável, sendo que as medidas de bondade de ajustamento são CFI = 0.946; RMSEA = 0.143; e estatística  $\chi^2 = 625.558$  com 12 graus de liberdade.

<sup>2</sup>As estimativas obtidas em LISREL estão na tabela 6.5 do anexo.

Tendo em conta os resultados, verifica-se que todos os efeitos estimados, cruzados e desfasados, são significativos e positivos. Isto significa que, para a amostra como um todo, o aumento dos níveis de satisfação dos indivíduos, tanto dos factores extrínsecos como intrínsecos, de determinado ano levam ao aumento dos níveis de satisfação dos indivíduos, nos factores extrínsecos e intrínsecos, na vaga seguinte. Por exemplo, um aumento unitário dos níveis de satisfação dos factores extrínsecos na vaga 5, leva a um aumento médio de 0.651 nos níveis de satisfação dos factores extrínsecos da vaga 6. Para além disso, os efeitos desfasados no tempo são superiores aos efeitos cruzados, o que significa que a satisfação com determinada dimensão tem maior efeito sobre a respectiva dimensão de satisfação do ano seguinte.

### **4.3 Modelos de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados**

Nesta secção apresentam-se os resultados dos modelos de Equações Estruturais com Efeitos cruzados e Desfasados (CL-SEM). Nestes modelos admitem-se os efeitos cruzados e desfasados entre as dimensões de satisfação com os factores extrínsecos e os factores intrínsecos. No entanto, agora estas dimensões são latentes tal como se definiu na secção 4.1.

#### **4.3.1 Modelo de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados com quatro vagas**

O diagrama do modelo está representado na figura 3.3 do capítulo anterior. As estimativas, numa solução estandardizada dos parâmetros da matriz  $\mathbf{B}$  (e correspondentes erros padrão), obtidas em Mplus, são apresentados na tabela 4.4. As estimativas resultantes da estimação deste modelo em LISREL estão em anexo, na tabela 6.6.

O modelo apresenta um ajustamento razoável, tendo em conta as medidas de bondade de ajustamento: CFI = 0.875; TLI = 0.977; RMSEA = 0.106; e estatística  $\chi^2 = 2019.911$  com 70 graus de liberdade.

A maioria dos efeitos cruzados e desfasados do modelo estrutural são significativos e positivos (excepto o efeito entre SL\_In 5 e SL\_Ex 6), pelo que, por exemplo, um aumento

Tabela 4.4: Resultados do CL-SEM de quatro vagas

	SL_Ex 6	SL_In 6
SL_Ex 5	0.902 (0.100)	0.371 (0.072)
SL_In 5	-0.113 (0.097)	0.388 (0.070)
	SL_Ex 7	SL_In 7
SL_Ex 6	0.604 (0.028)	0.305 (0.033)
SL_In 6	0.402 (0.022)	0.451 (0.023)
	SL_Ex 8	SL_In 8
SL_Ex 7	0.556 (0.024)	0.437 (0.020)
SL_In 7	0.388 (0.029)	0.446 (0.021)

dos níveis de satisfação nas duas dimensões da vaga 6 provocam um aumento nos níveis de satisfação de ambas as dimensões na vaga 7. No entanto, um aumento unitário dos níveis de satisfação dos factores intrínsecos na vaga 5 leva a uma diminuição média de 0.113 nos níveis de satisfação dos factores extrínsecos da vaga 6. Verifica-se ainda que os efeitos desfasados no tempo são superiores nos factores extrínsecos, ou seja, a satisfação dos factores extrínsecos tem maior efeito sobre a satisfação dos factores extrínsecos do ano seguinte.

Então, comparando com os resultados do CL-MPM é possível concluir que considerar, ou não, o erro de medida na estimação longitudinal da satisfação longitudinal leva a resultados diferentes. Ainda que os efeitos desfasados no tempo sejam superiores aos efeitos cruzados nas duas modelações, esta diferença é mais evidente no CL-MPM.

Assim, interessa agora modelar a satisfação laboral tendo em conta todas as vagas disponíveis no ECHP, ou seja, deve estimar-se um CL-SEM com oito vagas.

### **4.3.2 Modelos de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados com oito vagas**

Seguindo a mesma lógica do modelo anterior, nesta secção apresentam-se os resultados de um CL-SEM com oito momentos temporais. Este modelo é inicialmente estimado sem ter em consideração características do desenho amostral complexo e seguidamente estima-se o mesmo modelo tendo em conta as características do desenho amostral.

Os resultados destes dois modelos estão na tabela 4.5. São apresentadas as estimativas dos parâmetros da matriz  $\mathbf{B}$  e respectivos erros padrão. Os efeitos não significativos (a

5%) estão representadas na tabela por ns.

Tabela 4.5: Resultados dos CL-SEM de oito vagas sem e com desenho amostral (DA)

	<b>sem DA</b>	<b>com DA</b>	<b>sem DA</b>	<b>com DA</b>
	SL_Ex 2		SL_In 2	
SL_Ex 1	0.635 (0.090)	ns	0.242 (0.056)	0.138 (0.096)
SL_In 1	ns	0.611 (0.175)	0.339 (0.052)	0.399 (0.092)
	SL_Ex 3		SL_In 3	
SL_Ex 2	0.582 (0.021)	0.519 (0.035)	0.404 (0.018)	0.428 (0.026)
SL_In 2	0.318 (0.027)	0.394 (0.054)	0.442 (0.018)	0.445 (0.036)
	SL_Ex 4		SL_In 4	
SL_Ex 3	0.621 (0.018)	0.549 (0.040)	0.412 (0.018)	0.450 (0.032)
SL_In 3	0.363 (0.025)	0.503 (0.041)	0.489 (0.017)	0.534 (0.028)
	SL_Ex 5		SL_In 5	
SL_Ex 4	0.589 (0.022)	0.441(0.042)	0.388 (0.019)	0.349 (0.032)
SL_In 4	0.371 (0.028)	0.480 (0.052)	0.464 (0.018)	0.491 (0.035)
	SL_Ex 6		SL_In 6	
SL_Ex 5	0.714 (0.029)	0.740 (0.084)	0.450 (0.021)	0.368 (0.059)
SL_In 5	0.289 (0.040)	0.216 (0.115)	0.458 (0.024)	0.498 (0.060)
	SL_Ex 7		SL_In 7	
SL_Ex 6	0.669 (0.029)	0.613 (0.076)	0.441 (0.022)	0.296 (0.046)
SL_In 6	0.288 (0.037)	0.415 (0.079)	0.439 (0.025)	0.537 (0.038)
	SL_Ex 8		SL_In 8	
SL_Ex 7	0.602 (0.029)	0.874 (0.241)	0.440 (0.021)	0.599 (0.168)
SL_In 7	0.353 (0.035)	ns	0.432 (0.023)	ns

Se não considerarmos o desenho amostral e comparando os resultados do CL-SEM com quatro momentos temporais com os do CL-SEM com oito momentos temporais verificam-se algumas diferenças. Nos efeitos cruzados, os modelos mostram alterações entre os anos 5, 6 e nos anos 6, 7, sendo que entre os anos 7, 8 os valores estimados são semelhantes. Quanto às alterações nos anos 5, 6 ambos os efeitos mostram um aumento, sendo de salientar que a relação entre os SL\_Ex 5 e SL\_In 6 passou de uma estimativa negativa (-0.113) para uma estimativa positiva (0.289). Relativamente aos efeitos desfasados, há a destacar entre as vagas 5, 6 uma diminuição do valor estimado para os factores extrínsecos e um aumento no valor estimado para os factores intrínsecos.

Relativamente ao CL-SEM com oito vagas, sem considerar o efeito do desenho amostral, verificam-se efeitos cruzados e desfasados significativos e positivos na relação dos factores extrínsecos e intrínsecos de dois momentos temporais consecutivos, excepto para o efeito entre os factores intrínsecos da vaga 1 e os factores extrínsecos da vaga 2 - este efeito não

Tabela 4.6: Medidas de bondade do ajustamento dos CL-SEM de oito vagas sem e com desenho amostral

	<b>sem DA</b>	<b>com DA</b>
CFI	0.853	0.904
TLI	0.979	0.962
RMSEA	0.078	0.045
$\chi^2$	3133.709	181.003
df	192	30

é significativo. Neste modelo parece haver evidência de que sobre os factores extrínsecos de determinada vaga, têm maior efeito os factores extrínsecos da vaga anterior, face aos factores intrínsecos. No entanto sobre os factores intrínsecos, parece haver um efeito semelhante tanto dos factores intrínsecos como extrínsecos da vaga anterior.

No CL-SEM em que se admite o efeito do desenho amostral existem três efeitos que não são significativos, nomeadamente o efeito desfasado entre os factores extrínsecos da vaga 1 e 2 e os efeitos entre os factores intrínsecos da vaga 7 com os factores extrínsecos e intrínsecos da vaga 8, respectivamente. Os restantes efeitos são significativos e positivos, sendo que, neste caso, sobre os factores intrínsecos de determinada vaga parece haver maior efeito dos factores intrínsecos do ano anterior dos que dos factores extrínsecos. Recorde-se que no modelo anterior (sem a consideração do desenho amostral), este efeito era semelhante. Para além disso, os erros padrão são menores no modelo estimado sem desenho amostral.

As medida de bondade de ajustamento destes dois modelos estão apresentadas na tabela 4.6. Parece haver evidência que o modelo com desenho amostral tem melhor bondade de ajustamento. A literatura sobre amostragem recomenda a utilização das probabilidades de selecção dos indivíduos da amostra para efeitos de estimação do modelo, pois a sua não consideração pode resultar em estimativas enviesados (Asparouhov, 2005). Face a esta recomendação da literatura, uma vez que o *software* permite entrar em linha de conta com o desenho amostral complexo e essa informação está disponível nos dados, os modelos apresentados nas secções seguintes serão todos estimados tendo em conta as características do desenho amostral complexo.

### 4.3.3 Modelo de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados com variáveis explicativas

As variáveis explicativas da satisfação laboral consideradas neste trabalho são o sexo, o estado civil, a percepção do estado de saúde, o nível de habilitações e o sector de actividade. Todas as variáveis são categoriais, pelo que foram criadas tantas variáveis *dummy* quantas as necessárias, tendo em conta o número de categorias de cada variável inicial.

Na tabela 4.7 mostra-se os valores das estimativas do CL-SEM com oito vagas e com variáveis explicativas consideradas no primeiro momento temporal. As estimativas apresentadas são os parâmetros da matriz  $\Gamma$  (e respectivos erros padrão), isto é, os coeficientes de regressão dos determinantes de satisfação laboral nos factores extrínsecos e intrínsecos na vaga 1.

Tabela 4.7: Coeficientes de regressão dos determinantes da satisfação laboral do CL-SEM de oito vagas

	Masculino	Casado	Saúde Boa	Ensino Superior	Ensino Secundário	Sector de Actividade
SL_Ex 1	0.080 (0.041)	0.089 (0.050)	0.086 (0.042)	0.434 (0.085)	0.182 (0.056)	-0.283 (0.048)
SL_In 1	0.071 (0.041)	ns	0.113 (0.054)	0.249 (0.096)	ns	-0.261 (0.056)

As medidas de bondade de ajustamento deste modelo são CFI = 0.528, TLI = 0.784, RMSEA = 0.093 e  $\chi^2 = 763.085$  com 35 graus de liberdade. Revelam um fraco ajustamento do modelo.

Relativamente à variável sexo (a categoria de referência é o sexo feminino), pode concluir-se que os indivíduos do sexo masculino se encontram, em média, mais satisfeitos, do que os indivíduos do sexo feminino, relativamente aos factores extrínsecos e intrínsecos na primeira vaga.

O impacto do estado civil apenas é significativo relativamente aos factores extrínsecos de satisfação, sendo que os indivíduos que são casados se mostram, em média, mais satisfeitos do que aqueles que não são casados (a categoria de referência é não casado).

Tendo em conta a percepção do estado de saúde (categoria de referência é percepção de

um estado de saúde razoável, ou mau) verifica-se que os indivíduos com a percepção de um bom, ou muito bom estado de saúde indicam maiores níveis médios de satisfação, tanto nos factores extrínsecos como nos factores intrínsecos, face àqueles indivíduos com percepção de um estado de saúde pior, no primeiro momento temporal.

A variável habilitações, tem três categorias (ensino superior, ensino secundário e menos do que o ensino secundário), tendo sido criadas duas variáveis *dummy*, uma para avaliar os indivíduos com o ensino superior ou mais, e outra para avaliar os indivíduos com o ensino secundário completo, face aqueles que têm menos do que o ensino secundário. Assim, verifica-se que indivíduos com o ensino superior estão, em média, mais satisfeitos face aos que têm menos habilitações nos factores extrínsecos e intrínsecos na primeira vaga. Os indivíduos com o ensino secundário completo também se mostram, em média, mais satisfeitos, neste caso apenas nos factores extrínsecos e relativamente a indivíduos com menos habilitações.

Em relação ao sector de actividade, onde a categoria de referência é o sector público, verifica-se que os indivíduos que trabalham no sector privado se encontram, em média, menos satisfeitos do que aqueles que trabalham no sector público, no primeiro momento temporal e em ambas as dimensões de satisfação.

## **4.4 Modelos com Trajectória Latente**

Foram testados três modelos com trajectória latente (LGCMs), os dois primeiros são não condicionais e o último é um modelo condicional incluindo as seguintes variáveis explicativas das trajectórias de satisfação laboral: sexo, estado civil, percepção do estado de saúde, nível de habilitações e o sector de actividade. O que diferencia os dois LGCMs não condicionais é o número de momentos temporais considerados. A par da lógica do modelo CL-SEM, foi testado o mesmo LGCM com o acréscimo de mais vagas, considerando todas as oito vagas disponíveis na base de dados ECHP. O modelo condicional tem as oito vagas do ECHP.

É proposto um LGCM de segunda ordem com dois processos ou trajectórias latentes: o dos factores extrínsecos e dos factores intrínsecos.

Em todos os LGCMs apresentados, devem ter-se em conta as seguintes opções metodológicas: (i) deixaram-se correlacionar as variâncias dos termos residuais das medidas



repetidas ao longo do tempo; (ii) os *scaling factors* das medidas repetidas foram fixos a 1 no primeiro momento temporal e sujeitos a estimação nos momentos seguintes; e (iii) os *thresholds* de cada medida repetida foram definidos como invariantes no tempo.

#### 4.4.1 Modelo com trajectória latente não condicionada com quatro vagas

Como temos duas dimensões de satisfação laboral correlacionadas, a satisfação com os factores extrínsecos e com os factores intrínsecos, então acredita-se que se deve modelar as suas trajectórias em simultâneo.

Com a modelação de dois processos em simultâneo deve estabelecer-se a relação entre os factores latentes dos dois processos, uma vez que cada um terá um intercepto e um declive. Então optou-se por correlacionar os interceptos e declives, dos factores extrínsecos dos factores intrínsecos da satisfação laboral. Esta estrutura está representada no diagrama do modelo da figura 4.2.

Os resultados do LGCM com trajectória não condicionada com quatro vagas estão na tabela 4.8 (os valores entre parêntesis curvos são os erros padrão das estimativas).

Tabela 4.8: Resultados do LGCM não condicional de quatro vagas

		Extrínsecos	Intrínsecos
Média	Declive	0.003 (ns)	0.003 (ns)
Variância	Declive	0.007 (0.003)	0.037 (0.005)
	Intercepto	0.161 (0.025)	0.490 (0.035)
Covariância	Int_In - Int_Ex	0.221 (0.022)	
	Dec_In - Dec_Ex	0.009 (0.002)	
	Int_In - Dec_In	-0.051 (0.009)	
	Int_Ex - Dec_Ex	ns	

As medidas de bondade de ajustamento do modelo são: CFI = 0.864, TLI = 0.965, RMSEA = 0.060 e  $\chi^2 = 314.172$  com 31 graus de liberdade, indicando um bom ajustamento do modelo.

A média do declive dos factores extrínsecos, bem como dos factores intrínsecos não é significativa, ou seja, em média os indivíduos não variam na trajectória de satisfação. No entanto, as variâncias do intercepto e do declive, tanto dos factores extrínsecos como

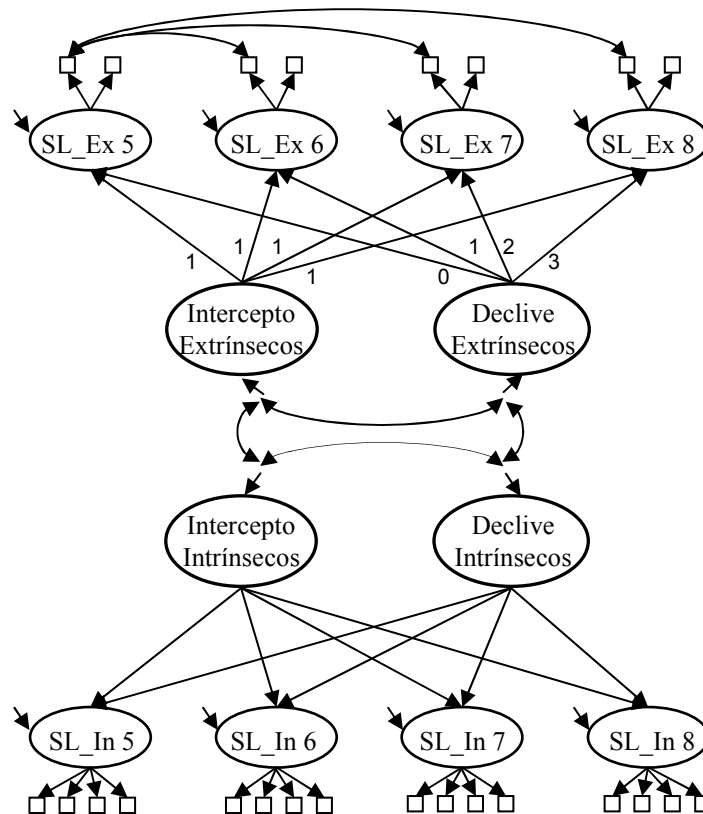


Figura 4.2: Diagrama do LGCM não condicional

dos factores intrínsecos, são significativas, o que significa que existe variabilidade entre os indivíduos face ao nível médio inicial e face ao grau de mudança da satisfação laboral.

A seguir apresenta-se um modelo com uma estrutura semelhante, mas com oito momentos temporais.

#### 4.4.2 Modelo com trajectória latente não condicionada com oito vagas

As estimativas obtidas para as médias e variâncias do modelo de trajectória latente não condicionada com oito vagas estão na tabela 4.9, bem como os respectivos erros padrão. Neste modelo, as médias dos declives dos factores extrínsecos e intrínsecos são significativas e positivas, portanto, em média ao longo dos oito momentos há um aumento na satisfação dos indivíduos. Note-se que quando se considera a trajectória em apenas quatro momentos temporais não há diferenças significativas na trajectória.

Também se pode concluir que existe variabilidade significativa em torno da média do estado inicial e do grau de mudança dos factores extrínsecos e intrínsecos (as variâncias

Tabela 4.9: Resultados do LGCM não condicional de oito vagas

		Extrínsecos	Intrínsecos
Média	Declive	0.018 (0.005)	0.022 (0.005)
Variância	Declive	0.003 (0.001)	0.008 (0.001)
	Intercepto	0.161 (0.025)	0.309 (0.025)
Covariância	Int_In - Int_Ex	0.139 (0.014)	
	Dec_In - Dec_Ex	0.002 (0.000)	
	Int_In - Dec_In	-0.025 (0.004)	
	Int_Ex - Dec_Ex	-0.009 (0.003)	

dos interceptos e as variâncias dos declives são significativas), ou seja, nem todos os indivíduos têm o mesmo nível inicial e nem todos mudam da mesma forma.

As medidas de bondade de ajustamento neste modelo assemelham-se muito às do modelo anterior: CFI=0.892, TLI=0.957, RMSEA=0.048, e  $\chi^2=200.066$  com 31 graus de liberdade.

O LGCM não condicional apresentado permite descrever as trajectórias de satisfação laboral, mas porque há variabilidade significativa entre indivíduos importa explicá-la recorrendo a um modelo condicional.

#### 4.4.3 Modelo com trajectória latente condicionada

Com este modelo procurou-se determinar possíveis razões que explicam as variações na trajectória de satisfação dos indivíduos. Esta avaliação é feita com base na satisfação média inicial, bem como no ritmo de mudança da trajectória de satisfação laboral, tanto no processo de satisfação com os factores extrínsecos como no processo dos factores intrínsecos. Na figura 4.3 apresenta-se o diagrama do modelo. São consideradas como variáveis explicativas das trajectórias de satisfação o sexo, o estado civil, a percepção do estado de saúde, o nível de habilitações e o sector de actividade.

Na tabela 4.10 estão as estimativas dos coeficientes de regressão das variáveis explicativas sobre o intercepto e o declive de cada um dos dois processos de satisfação laboral considerados.

O modelo apresenta um bom ajustamento, tendo em conta as seguintes medidas de bondade de ajustamento obtidas: CFI = 0.851; RMSEA = 0.052; TLI = 0.932 e  $\chi^2 = 265.132$  com 35 graus de liberdade.

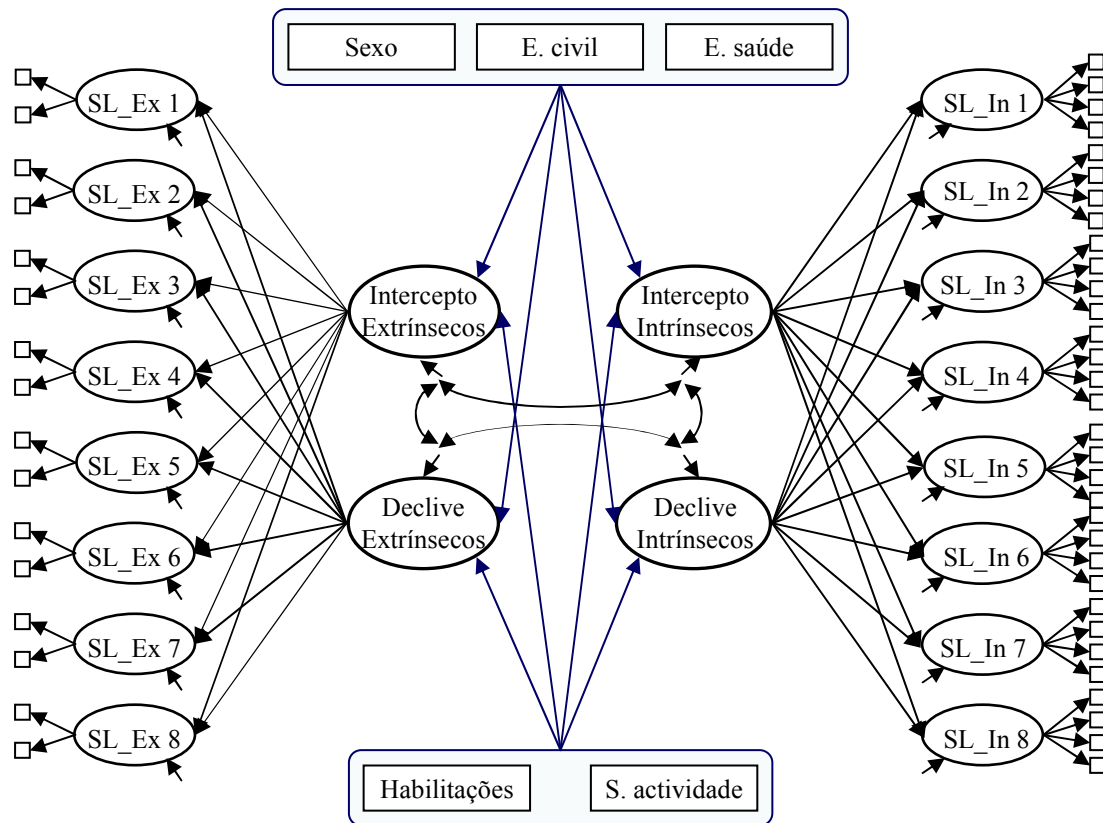


Figura 4.3: Diagrama do LGCN condicional

A variável sexo (a categoria de referência é o sexo feminino) apenas tem impacto significativo no intercepto dos factores extrínsecos, o que significa que os indivíduos do sexo masculino estão, em média, mais satisfeitos que os indivíduos do sexo feminino em 1994 (vaga 1).

Relativamente ao estado civil (a categoria de referência é não casado), conclui-se que, em média, os indivíduos casados estão mais satisfeitos do que aqueles que têm outro estado civil (separado, divorciado, viúvo ou nunca casado) em 1994, tanto em relação aos factores extrínsecos como aos factores intrínsecos (estimativas significativas e positivas para os interceptos). No entanto, e apenas em relação aos factores extrínsecos, os indivíduos casados tendem a ter uma trajectória de mudança menos acelerada que os indivíduos casados (estimativa significativa para o declive dos factores extrínsecos, -0.017).

No que diz respeito à percepção do estado de saúde (a percepção de um estado de saúde mau é a categoria de referência), verifica-se que, os indivíduos com percepção de um bom estado de saúde estão em média mais satisfeitos em 1994, face aqueles que têm a percepção de um estado de saúde pior, em relação a ambas as dimensões de satisfação.

Tabela 4.10: Coeficientes de regressão dos determinantes de satisfação laboral do LGCM condicional

		Masculino	Casado	Saúde Boa	Ensino Superior	Ensino Secundário	Sector de Actividade
Intercepto	Ex	0.099 (0.036)	0.120 (0.045)	0.089 (0.044)	0.319 (0.072)	ns	-0.124 (0.044)
	In	ns	0.102 (0.054)	0.144 (0.048)	0.295 (0.083)	ns	-0.234 (0.056)
Declive	Ex	ns	-0.017 (0.010)	ns	0.039 (0.017)	0.025 (0.014)	-0.035 (0.008)
	In	ns	ns	ns	ns	0.039 (0.019)	ns

Em relação às habilitações verifica-se que, para os factores extrínsecos, os indivíduos com o ensino superior então em média mais satisfeitos em 1994 e tendem a ter uma trajectória de mudança mais acelerada, face a indivíduos com menos habilitações (estimativa significativa para o intercepto, 0.319 e para o declive, 0.039). Para os factores intrínsecos apenas se pode concluir relativamente à satisfação média inicial, ou seja, tal como nos factores extrínsecos, os indivíduos com o ensino superior estão em média mais satisfeitos, em 1994, face a indivíduos com menos habilitações (estimativa significativa para o intercepto, 0.295). Os indivíduos com o ensino secundário completo, têm uma tendência mais acelerada na trajectória de mudança face a indivíduos com menos habilitações, tanto nos factores extrínsecos como intrínsecos (estimativa significativa e positiva no declive dos factores extrínsecos e intrínsecos). De um modo geral, indivíduos com mais habilitações tendem a estar, em média, mais satisfeitos em 1994, face aos indivíduos com menos habilitações e apresentam uma tendência mais acelerada na trajectória de mudança.

Por fim, em relação ao de sector de actividade (a categoria de referência é sector público) verifica-se que, em 1994, os indivíduos que trabalham no sector privado estão em média menos satisfeitos, nos factores extrínsecos e intrínsecos, face aos que trabalham no sector público (estimativas negativas e significativas nos interceptos). Nos factores extrínsecos, os indivíduos do sector privado tendem a ter uma trajectória de mudança menos acelerada que os indivíduos do sector público (-0.035).

## Capítulo 5

# Discussão e Considerações Finais

Neste capítulo procura-se discutir e comparar os resultados dos modelos apresentados no capítulo anterior. Comparando os resultados dos modelos Multi-Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados (CL-MPM) com os do modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados (CL-SEM) (com quatro momentos temporais) é possível aferir questões relacionadas com a incorporação da componente erro de medida na modelação da satisfação laboral. Estes modelos para além de estimados em Mplus, também foram estimados em LISREL, permitindo assim uma breve discussão das potencialidades dos dois *softwares*, neste tipo de modelação.

Para além de um CL-SEM com quatro momentos temporais, também é estimado um CL-SEM com oito momentos temporais. Comparar os resultados destes dois modelos permite averiguar diferenças nas relações de dependência dos níveis de satisfação laboral para os indivíduos da amostra tendo em conta um horizonte temporal mais alargado. Um horizonte temporal mais alargado também é considerado nos modelos com Trajectória Latente, uma vez que foram estimados dois LGCMs não condicionais, o primeiro com quatro momentos temporais e o segundo com oito momentos temporais. Estes dois LGCMs são estimados tendo em conta as características do desenho amostral complexo do ECHP, dado que o *software* e os dados utilizados assim o permitem, mas sobretudo porque a literatura sobre amostragem recomenda a estimação de modelos tendo em conta as características do desenho amostral, sob pena de se obterem estimativas enviesadas. Para além disso parece haver evidência de que o CL-SEM com oito momentos temporais estimado com características do desenho amostral complexo possui melhor ajustamento que o correspondente modelo, estimado sem ter em conta as características do desenho. Finalmente, será feita

uma discussão em termos conceptuais da modelação da satisfação laboral em Portugal com a estimação do CL-SEM com variáveis explicativas *versus* o LGCM condicional.

## **5.1 Modelo com Variáveis Observadas *versus* Modelo com Variáveis Latentes**

O que distingue a modelação da satisfação laboral através de um CL-MPM (figura 3.2, tabela 4.3) ou de um CL-SEM (figura 3.3, tabela 4.4) são as variáveis utilizadas na modelação, isto é, a forma como são construídas as variáveis referentes a cada uma das dimensões de satisfação laboral consideradas. Se no primeiro modelo são construídas variáveis observadas através de somas de itens das variáveis de satisfação (ou seja, *scores*), no segundo modelo as variáveis relativas às duas dimensões de satisfação são latentes, medidas por indicadores de satisfação observados. Neste último caso a complexidade do modelo vem acrescida pelo facto de se considerar a natureza ordinal dos indicadores observados, tal como foi explicado na secção 3.1.

Em modelos com variáveis observadas, a componente erro de medida não é considerada na estimação do modelo. Isto pode considerar-se uma limitação dos modelos para este tipo de dados. Considera-se pouco provável que todas as medidas observadas sejam válidas e de confiança, isto é, na recolha de dados para a amostra podem surgir aspectos relacionados com (i) erros humanos na introdução dos dados, (ii) o estado de espírito "diferente" de um indivíduo no dia da entrevista ou (iii) a forma como a entrevista é seguida. Todos estes aspectos podem afectar os dados, resultando em estimativas enviesadas (Schumacker e Lomax, 2004). Para além disso, na construção de um *score*, subentende-se que todos os indicadores, que a ele estão associados, têm igual peso para o cálculo desse mesmo *score*, o que não é necessariamente a melhor opção. Por outro lado, o modelo assume que os *scores* são variáveis contínuas com distribuição normal multivariada. No entanto, mesmo admitindo que um *score* é uma variável contínua, dificilmente se pode garantir que não é violado o pressuposto da normalidade multivariada das variáveis. Ao admitir um modelo com variáveis latentes reduzem-se as consequências desta violação de pressupostos, na medida em que a modelação não se faz directamente nas medidas observadas, mas sim nas variáveis latentes.

Em termos de resultados obtidos, todos os efeitos cruzados e desfasados entre as duas

dimensões de satisfação nos dois modelos são significativos e positivos (com excepção de um efeito no CL-SEM, que é negativo). As estimativas positivas significam que uma variação unitária nos níveis de satisfação dos factores extrínsecos (ou intrínsecos) provoca um aumento médio do valor da respectiva estimativa tanto nos factores extrínsecos como nos factores intrínsecos. No entanto, considerar o erro de medida na estimação longitudinal da satisfação laboral leva a resultados distintos. Embora os efeitos desfasados no tempo sejam superiores aos efeitos cruzados em ambas as modelações, esta diferença é mais notória no CL-MPM.

Relativamente às medidas de bondade de ajustamento, parece haver evidência de que ambos os modelos têm um ajustamento razoável, embora o CL-SEM seja penalizado pelo acréscimo de complexidade.

## **5.2 Mplus *versus* LISREL**

O Mplus é um programa de modelação estatística que disponibiliza diversas potencialidades. Permite a estimação de modelos com dados transversais, em determinado momento temporal, bem como, a estimação de modelos com dados longitudinais. Neste trabalho apenas são considerados os modelos de Equações Estruturais, designadamente, CL-MPM, CL-SEM e LGCMs. Adicionalmente, o *software* permite a estimação de modelos com variáveis ordinais e ainda a consideração das características de desenho amostral complexo em simultâneo.

Até há bem pouco tempo, LISREL era sinónimo de modelos de Equações Estruturais, no entanto, actualmente o LISREL já não está apenas limitado a esses modelos. Uma das características mais relevantes do LISREL é a sua versatilidade, uma vez que lida com diversas modelações, nomeadamente quando usadas variáveis latentes. Apesar de ser possível a estimação de modelos com variáveis de natureza ordinal, relativamente a modelos com características de desenho amostral complexo ainda se admite bastante limitado, pois, só é possível considerar as características em modelos com variáveis de natureza métrica.

Neste trabalho, o CL-MPM e o CL-SEM com quatro momentos temporais foram estimados em Mplus e LISREL. Com esta experiência, surgiram diversas diferenças no processo de preparação do ficheiro de sintaxe, assim como na apresentação dos resultados dos modelos.



Apresenta-se aqui algumas dessas diferenças resultantes da experiência de trabalhar com os dois *softwares*.

Antes de proceder à estimação dos modelos devem preparar-se as bases de dados. Em Mplus basta construir uma base de dados com todas as variáveis para todos os modelos, mesmo que não sejam as mesmas. As variáveis utilizadas para estimar a matriz de correlações de determinado modelo são definidas no ficheiro de sintaxe. Em LISREL é aconselhável definir uma base de dados para cada modelo, somente com as variáveis referentes a esse modelo. Este *software* calcula a matriz de correlações com base em todas as variáveis que estão na base de dados definida na sintaxe, independentemente de haver variáveis que não são utilizadas no modelo.

Em LISREL é necessário gerar um ficheiro com a informação relativa à matriz de correlações, que por sua vez será utilizado no ficheiro de sintaxe. Um procedimento a ter presente é também definir a verdadeira natureza das variáveis na base de dados antes de gerar o ficheiro da matriz de correlações. Em Mplus este procedimento está facilitado, sendo que no mesmo ficheiro em que se definem os comandos de sintaxe do modelo a estimar, define-se o tipo de variáveis a utilizar. Para além disso, a matriz de correlações é gerada pelo próprio *software* sem que o utilizador precise de a invocar.

Relativamente à elaboração do ficheiro de sintaxe de um modelo, as diferenças são bastantes. Se em Mplus basta definir as relações de dependência entre as variáveis e algumas correlações entre as variâncias dos termos residuais das variáveis, como por exemplo das medidas repetidas do CL-SEM, em LISREL é necessário definir cada parâmetro do modelo que se queira estimar. Desta forma, em LISREL torna-se bastante complicado estimar modelos muito complexos, razão pela qual se optou por não estimar os CL-SEM com oito momentos temporais e os LGCMS neste *software*. O facto de se ter que definir cada parâmetro tem a vantagem de obrigar o utilizador a perceber o que está a fazer, e de lhe permitir alguma flexibilidade na definição do modelo a estimar, mas pode facilmente levar a erros de sintaxe difíceis de detectar. No ficheiro de sintaxe do modelo em LISREL também é necessário definir as restrições para identificação do modelo, em Mplus isso é feito pelo próprio *software* no processo de estimação.

A apresentação dos resultados em Mplus é dada num ficheiro com todas as informações do processo de estimação do modelo. Para além das estimativas dos parâmetros tem também informação sobre as medidas de bondade de ajustamento e o método de estimação. Porém

o Mplus não apresenta o diagrama do modelo estimado. Em LISREL são gerados dois ficheiros de *output*. Num dos ficheiros aparece o diagrama do modelo estimado, que só é gerado se o modelo convergir e não houver nenhum problema de sintaxe. O segundo ficheiro de *output* contém as estimativas dos parâmetros e informação sobre as medidas de bondade de ajustamento.

Optou-se por estimar os modelos mais elaborados em Mplus, precisamente por ser mais simples a construção do ficheiro de sintaxe principalmente nos modelos com oito momentos temporais. Para além disso, são apresentados modelos que incorporam as características do desenho amostral complexo e o LISREL ainda não permite esta aplicação quando são usadas variáveis ordinais. Também se optou por não estimar os LGCMs em LISREL, apesar de ser possível. É um procedimento com três passos, podendo ser consultado em estudos como o de Guedes (2009) e Dias (2009).

## **5.3 Modelação da Satisfação Laboral com Mais Momentos Temporais**

A modelação longitudinal da satisfação laboral considerando um horizonte temporal mais alargado permite, ou não, captar diferenças que não são captadas com um horizonte temporal menor.

### **5.3.1 Modelos de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados**

Inicialmente foi estimado um CL-SEM com quatro vagas (figura 3.3 e tabela 4.4 - secção 4.3.1) e posteriormente um modelo equivalente mas com oito vagas (tabela 4.5, modelo sem a consideração das características de desenho amostral - secção 4.3.2). A diferença entre os dois modelos verifica-se nos valores estimados dos efeitos cruzados e desfasados, mas sobretudo nas medidas de bondade de ajustamento. De facto, as diferenças observadas nos dois modelos mostram alterações entre os anos 5, 6 e 6, 7, sendo que nos anos 7, 8 os valores estimados são semelhantes. É de salientar que a relação entre os factores extrínsecos da vaga 5 com os factores extrínsecos da vaga 6 passou de uma estimativa negativa para uma estimativa positiva. Ou seja, no modelo com oito vagas, uma variação

unitária nos níveis de satisfação nos factores intrínsecos da vaga 5 leva a um aumento médio de 0.289 nos níveis de satisfação dos factores extrínsecos da vaga 6. Os erros padrão são semelhantes, com excepção dos efeitos entre a vaga 5 e 6.

Nas medidas de bondade de ajustamento, também se verificam diferenças, principalmente naquelas que variam consoante a complexidade do modelo, como por exemplo, a estatística  $\chi^2$ . É, no entanto, importante observar que a medida RMSEA melhora no modelo mais complexo, sendo esta uma medida baseada no erro de aproximação à população.

### **5.3.2 Modelos com trajectória latente**

Para o LGCM, observem-se os resultados do modelo não condicional com quatro vagas (secção 4.3.2) e do modelo não condicional com oito vagas (secção 4.4.2). No primeiro modelo não se pode assumir que o grau de mudança dos indivíduos nos níveis de satisfação das duas dimensões seja significativamente diferente ao longo de quatro momentos, pois a média do declive dos factores extrínsecos e intrínsecos não tem uma estimativa significativa. No entanto, ao longo de oito momentos temporais verifica-se um aumento dos níveis de satisfação dos indivíduos, tanto nos factores extrínsecos como nos factores intrínsecos (a média do declive de ambas as dimensões é significativa e positiva). Relativamente às medidas de bondade de ajustamento, não se verificam grandes diferenças, parece haver evidência de que ambos os modelos têm um bom ajustamento. Note-se que estes dois modelos são estimados tendo em conta as características do desenho amostral complexo. Com base nestas modelações, constata-se que considerar um horizonte temporal mais amplo permite captar diferenças nas trajectórias de satisfação que não são captadas num horizonte temporal mais reduzido.

## **5.4 Efeito do Desenho Amostral Complexo na Estimação do Modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados**

A literatura em amostragem recomenda a utilização das características do desenho amostral complexo para efeitos de estimação de modelos com dados em painel. Tendo em conta que o *software* utilizado assim o permite, procedeu-se à estimação de dois CL-SEM, com oito

momentos temporais, em que um deles admite no processo de estimação as características do desenho amostral complexo. Não considerar o desenho amostral na estimação de um modelo corresponde a assumir que os dados são obtidos por amostragem aleatória simples a partir de grandes populações, o que não é o caso da maioria dos estudo longitudinais (Skinner e Vieira, 2007), nomeadamente, no caso do ECHP, como foi descrito na secção 2.1.1.

Todavia, decidiu-se começar por verificar o efeito de não considerar o desenho amostral num modelo CL-SEM. Assim, interessam aqui os resultados dos modelo apresentados na secção 4.3.2 da tabela 4.5. Verificam-se não só diferenças nos valores das estimativas, mas principalmente nas medidas de bondade de ajustamento.

Relativamente aos valores das estimativas dos parâmetros verificam-se alguns parâmetros não significativos no modelo estimado com características do desenho amostral complexo, sendo que este modelo apresenta erros padrão superiores, face ao modelo estimado sem as características de desenho amostral complexo.

No modelo sem ter em consideração as características de desenho amostral verifica-se que sobre os factores intrínsecos é semelhante o efeito tanto dos factores intrínsecos (efeito desfasado) como extrínsecos (efeito cruzado) da vaga anterior. Os mesmos efeitos, no modelo estimado tendo em conta o desenho amostral já verificam diferenças, sendo que, sobre os factores intrínsecos de determinada vaga, parece haver maior efeito dos factores intrínsecos (efeito desfasado) do que dos factores extrínsecos (efeito cruzado), da vaga anterior.

Parece haver evidência de que o modelo estimado tendo em conta as características do desenho amostral tem melhor bondade de ajustamento.

## **5.5 Modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados *versus* Modelos com Trajetória Latente**

Aqui interessa comparar o CL-SEM com variáveis explicativas, apresentado na secção 4.3.3 e o LGCM condicional, apresentado na secção 4.4.3.

Em CL-SEM e LGCM destacam-se duas particularidades na modelação: por um lado,

utilizarem medidas repetidas de variáveis que não são observadas, e por outro lado, admitirem variáveis manifestas com natureza ordinal.

O CL-SEM permite detectar efeitos significativos, cruzados e desfasados, entre ambas as dimensões de satisfação, em momentos temporais consecutivos. Para além disso, o efeito das variáveis explicativas sobre as dimensões de satisfação no primeiro momento temporal permite explicar as diferenças entre indivíduos nos níveis de satisfação num primeiro momento temporal.

No CL-SEM apresentado verificou-se que no primeiro momento temporal considerado, e para ambas as dimensões de satisfação, os indivíduos do sexo masculino estão em média mais satisfeitos do que os indivíduos do sexo feminino; os indivíduos com a percepção de um bom estado de saúde estão em média mais satisfeitos do que aqueles com percepção de um pior estado de saúde; os indivíduos com mais habilitações também estão em média mais satisfeitos face a indivíduos com menos habilitações; e os indivíduos que trabalham no sector privado estão em média menos satisfeitos face àqueles que trabalham no sector público. Os indivíduos casados estão em média mais satisfeitos do que os indivíduos com outro estado civil, no primeiro momento temporal considerado, mas somente relativamente aos níveis de satisfação com os factores extrínsecos.

No LGCM procurou-se, por um lado, verificar se existem diferenças significativas no nível médio inicial, bem como na taxa de mudança, do conjunto de indivíduos. Por outro lado, procurou-se verificar também se existe heterogeneidade observada entre indivíduos, tanto nos níveis médios iniciais como nas trajectórias de mudança. Uma vez verificada heterogeneidade significativa, procurou perceber-se se é devida apenas à passagem do tempo ou se existem outros determinantes explicativos.

Neste caso, verifica-se que na vaga 1, os indivíduos do sexo masculino estão em média mais satisfeitos que os indivíduos do sexo feminino, no que diz respeito aos níveis de satisfação dos factores extrínsecos. Nas duas dimensões de satisfação e na primeira vaga, os indivíduos casados e os indivíduos com mais habilitações estão em média mais satisfeitos face a indivíduos com outro estado civil e com menos habilitações, respectivamente. No entanto, face aos factores extrínsecos, os indivíduos casados têm uma taxa média de mudança mais lenta dos níveis de satisfação e os indivíduos com mais habilitações têm uma taxa média de mudança mais acelerada, relativamente às duas dimensões de satisfação. Os indivíduos com percepção de um bom estado de saúde estão em média mais satisfeitos

na vaga 1 do que os indivíduos com a percepção de uma pior estado de saúde. No caso dos indivíduos que trabalham no sector privado, verifica-se que estes estão em média menos satisfeitos do que aqueles que trabalham no sector público na vaga 1 e em ambas as dimensões de satisfação. Ainda, os indivíduos que trabalham no sector privado tendem a ter uma taxa média de mudança menos acelerada, nos factores extrínsecos, face a indivíduos que trabalham no sector público.

Podemos então constatar que de ambas as modelações resultam diferentes conclusões. O CL-SEM permitiu detectar efeitos significativos e positivos de desfasamento temporal entre ambas as dimensões de satisfação laboral, para toda a amostra. Um aumento nos níveis de satisfação de determinada vaga, provoca um aumento nos níveis de satisfação da vaga seguinte. O LGCM, permitiu detectar uma trajectória média crescente de satisfação laboral ao longo do período considerado para a amostra, e permitiu ainda constatar-se que existe variabilidade significativa entre os indivíduos, quer ao nível da satisfação laboral inicial quer em termos das trajectórias de mudança, nas duas dimensões de satisfação consideradas.

Dos três tipos de metodologias considerados neste trabalho para modelar a satisfação laboral em Portugal resultaram diferentes perspectivas na descrição da mudança, embora estas não se considerem necessariamente opostas, mas sim complementares.

Admite-se que uma vantagem dos modelos com trajectória latente é a capacidade de analisar não só as trajectórias de fenómenos sociais, permitindo avaliar níveis médios iniciais bem como a trajectória de determinado fenómeno, mas também descrever a heterogeneidade observada entre indivíduos, tendo em conta os seus níveis médios iniciais e as suas trajectórias de mudança.

Uma das limitações deste estudo foi o facto de os indivíduos com não respostas nas variáveis de satisfação terem sido excluídos da amostra. Em trabalhos futuros seria interessante investigar o efeito das não respostas, bem como, considerar as variáveis explicativas como variantes no tempo na modelação da satisfação laboral.

## Referências

- Albert, C. e M.A. Davia (2005), Education, wages and job satisfaction, *Proposal for the Epunet 2005 Conference*.
- Argyle, M. (2001), *The psychology of Happiness* (2ed), New York, Routledge.
- Asparouhov, T. (2005), Sampling weights in Latent Variable Modeling, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 12(3), 411-434.
- Bollen, K.A. (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, John Wiley & Sons.
- Bollen, K.A. e J.C. Curran (2006), *Latent Curve Models: a structural equation perspective*, New Jersey, John Wiley & Sons.
- Clark, A.E. e A.J. Oswald (1996), Satisfaction and comparison income, *Journal of Public Economics* 61, 359-381.
- Clark, A., A.J. Oswald e P. Warr (1996), Is job satisfaction U-shaped in age?, *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 69, 57-81.
- Dias, A.L. (2009), *Satisfação no Trabalho em Portugal: Uma Análise Longitudinal com recurso a Latent Growth Curve Models*. Tese de Mestrado em Prospecção e Análise de Dados, ISCTE - Instituto Universitário de Lisboa.
- Diaz-Serrano, L. e J.C. Vieira (2005), Low pay, higher pay and job satisfaction within European Union: empirical evidence from fourteen countries, *IZA Discussion Paper*.
- Drakopoulos, S.A. e I. Theodossiou (1997), Job satisfaction and target earnings, *Journal of Economic Psychology* 18, 693-704.
- Duncan, T.E., S.C. Duncan e L.A. Strycker (2006), *An Introduction to Latent Growth Curve Modeling: concepts, issues, and applications* (2ed), New Jersey, Laurence Erlbaum Associates, Inc.
- Eurostat (1999), ECHP - Development of longitudinal variables.
- Eurostat (2000), Construction of weights in the ECHP.
- Eurostat (2003a), ECHP UDB - Description of variables: data dictionary, codebook and

differences between countries and waves.

Eurostat (2003b), ECHP UDB manual - Waves 1 to 8, Survey years 1994 to 2001.

Flora, D.B. e P.J. Curran (2004), An empirical evaluation of alternative methods of estimation for Confirmatory Factor Analysis with ordinal data, *Psychological Methods* 9(4), 466-491.

García, I., J.A. Molina e M. Navarro (2007), How satisfied are spouses with their leisure time? Evidence from Europe, *Journal of Family and Economic Issues* 28, 546-565.

Guedes, J.V. (2009), *Modelação Longitudinal do Bem-Estar Psicológico com Modelos de Trajectória Latente*. Tese de Mestrado em Prospecção e Análise de Dados, ISCTE - Instituto Universitário de Lisboa.

Helliwell, J.F. (2003), How's life? Combining individual and national variables to explain subjective well-being, *Economic Modelling* 20, 331-360.

Jöreskog, K. G. e D. Sörbom (2006), *LISREL 8.80*, Scientific Software International, Inc.

Muthén, L. e B. Muthén (2007), *Mplus User's Guide*

Preacher, K.J., A.L. Wichman, R.C. MacCallum e N.E. Briggs (2008), *Latent Growth Curve Modeling*, Thousand Oaks: Sage Publications.

Rose, M. (2001), Disparate measures in the workplace... Quantifying overall job satisfaction, *BHPS 2001 Conference*, Colchester.

Salgueiro, M.F. (2008), *Modelos de Equações Estruturais - Aplicações com LISREL*, manuscrito não publicado.

Salgueiro, M.F. (2009), Modelling job satisfaction trajectories in the British Household Panel Survey using Latent Growth Curve Models, *Anais de Economia Aplicada*, XXIII, 581-593.

Salgueiro, M.F., P.W. Smith e M.T. Vieira (2010), A multi-process second order Latent Growth Curve Model for subjective well-being (artigo submetido para publicação).

Schumacker, R.E. e R.G. Lomax (2004), *A beginner's guide to Structural Equation Modeling* (2ed), Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Serra, P. e M.F. Salgueiro (2009), Modelação Longitudinal da Satisfação Laboral: Structural Equation Models versus Multi-Process Models, *Anais de Economia Aplicada*, XXIII (CD-ROM).

Skalli, A., I. Theodossiou e E. Vasileiou (2008), Jobs as Lancaster goods: facets of job satisfaction and overall job satisfaction, *The Journal of Socio-Economics* 37, 1906-1920.



Skinner, C. e M.T. Vieira (2007), Variance estimation in the analysis of clustered longitudinal survey data, *Survey Methodology* 33(1), 3-12.

Sousa-Poza, A. e A.A. Sousa-Poza (2003), Gender differences in job satisfaction in Great Britain, 1991-2000: permanent or transitory?, *Applied Economics Letters* 10(11), 691-694.

Verma, V. e A. Clémenceau (1996), Methodology of the European Community Household Panel, *Statistics in Transition* 2(7), 1023-1062.

Vieira, J.C. (2005), Skill mismatches and job satisfaction, *Economics Letters* 89, 39-47.

Vieira, J.C., A. Menezes e P. Gabriel (2005), Low pay, higher pay and job quality: empirical evidence for Portugal, *Applied Economics Letters* 12, 505-511.

Vila, L.E. e B. García-Mora (2005), Education and the determinants of job satisfaction, *Education Economics* 13(4), 409-425.

# Capítulo 6

## Anexos

### 6.1 Variáveis em Análise

A tabela 6.1 apresenta a descrição das variáveis de satisfação laboral em estudo, bem como as categorias que lhe estão associadas. A tabela 6.2 apresenta a descrição das restantes variáveis em estudo.

Tabela 6.1: Descrição das variáveis de satisfação laboral em estudo

nome	descrição	categorias
PE031 <sub><i>i</i></sub>	satisfação com o rendimento na vaga <i>i</i> ( $i = 1, \dots, 8$ )	1 - não satisfeito; ...; 6 - totalmente satisfeito
PE032 <sub><i>i</i></sub>	satisfação com a segurança na vaga <i>i</i> ( $i = 1, \dots, 8$ )	1 - não satisfeito; ...; 6 - totalmente satisfeito
PE033 <sub><i>i</i></sub>	satisfação com o tipo de trabalho na vaga <i>i</i> ( $i = 1, \dots, 8$ )	1 - não satisfeito; ...; 6 - totalmente satisfeito
PE034 <sub><i>i</i></sub>	satisfação com o número de horas de trabalho semanais na vaga <i>i</i> ( $i = 1, \dots, 8$ )	1 - não satisfeito; ...; 6 - totalmente satisfeito
PE035 <sub><i>i</i></sub>	satisfação com os horários na vaga <i>i</i> ( $i = 1, \dots, 8$ )	1 - não satisfeito; ...; 6 - totalmente satisfeito
PE036 <sub><i>i</i></sub>	satisfação com as condições e ambiente na vaga <i>i</i> ( $i = 1, \dots, 8$ )	1 - não satisfeito; ...; 6 - totalmente satisfeito
Sext5	<i>score</i> dos factores extrínsecos na vaga 5	
Sint5	<i>score</i> dos factores intrínsecos na vaga 5	
Sext6	<i>score</i> dos factores extrínsecos na vaga 6	
Sint6	<i>score</i> dos factores intrínsecos na vaga 6	
Sext7	<i>score</i> dos factores extrínsecos na vaga 7	
Sint7	<i>score</i> dos factores intrínsecos na vaga 7	
Sext8	<i>score</i> dos factores extrínsecos na vaga 8	
Sint8	<i>score</i> dos factores intrínsecos na vaga 8	

Tabela 6.2: Descrição das restantes variáveis em estudo

nome	descrição	categorias
Sexo1	sexo	0 - feminino; 1 - masculino
Ecivil1	estado civil na vaga 1	0 - outro (separado, divorciado, viúvo ou nunca casado); 1 - casado
Sboa1	percepção do estado de saúde na vaga 1	0 - outro; 1 - saúde boa/muito boa
Esupe1	habilitações literárias na vaga 1 ( <i>dummy</i> 1)	0 - outro; 1 - ensino superior
Esec1	habilitações literárias na vaga 1 ( <i>dummy</i> 2)	0 - outro; 1 - ensino secundário
Sacti1	sector de actividade na vaga 1	0 - público; 1 - privado
STRATA1	variável de estratificação na vaga 1	
PSU1	variável de PSU na vaga 1	
peso8	peso longitudinal na vaga 8	

## 6.2 Estrutura Matricial de um Modelo Multi-Processos

Considere-se o seguinte sistema de equações de um vector  $\mathbf{Y}$  de  $p$  variáveis dependentes e um vector  $\mathbf{X}$  de  $q$  variáveis independentes

$$\mathbf{Y} = \mathbf{B}\mathbf{Y} + \mathbf{\Gamma}\mathbf{X} + \boldsymbol{\zeta} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}(\mathbf{\Gamma}\mathbf{X} + \boldsymbol{\zeta}), \quad (6.1)$$

onde,  $B$  é a matriz das relações entre as variáveis dependentes  $Y$ ,  $\mathbf{\Gamma}$  é a matriz das relações entre as variáveis dependentes  $Y$  e independentes  $X$  e  $\boldsymbol{\zeta}$  é o vector dos erros das  $p$  equações estruturais. Este modelo pressupõe que  $\boldsymbol{\zeta}$ ,  $\mathbf{X}$  e  $\mathbf{Y}$  são vectores de variáveis com média zero e  $\boldsymbol{\zeta}$  não está correlacionado com  $\mathbf{X}$ .

A matriz de variâncias e covariâncias implícita ao modelo estrutural,  $\boldsymbol{\Sigma}$ , é dada por,

$$\boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} & \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{Y}\mathbf{X}} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} & \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{A}(\mathbf{\Gamma}\mathbf{\Phi}\mathbf{\Gamma}' + \boldsymbol{\Psi})\mathbf{A}' & \mathbf{A}\mathbf{\Gamma}\mathbf{\Phi} \\ \mathbf{\Phi}\mathbf{\Gamma}'\mathbf{A}' & \mathbf{\Phi} \end{pmatrix}, \quad (6.2)$$

tal que,  $\mathbf{A} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}$  e  $\mathbf{\Phi}$  e  $\boldsymbol{\Psi}$  são as matrizes de variâncias-covariâncias dos vectores de variáveis  $X$  e  $Y$ , respectivamente.

São casos particulares deste modelo uma equação de regressão linear simples ou linear múltipla, um sistema de equações recursivo (também designado por *path analysis*) ou um sistema de equações simultâneas.

## 6.3 Estrutura Matricial de um Modelo de Equações Estruturais

O modelo de equações estruturais global é definido por três tipos de equações. No que diz respeito ao modelo de medida, devem considerar-se dois tipos de equações: uma referente às variáveis latentes dependentes e a outra referente às variáveis latentes independentes. Considere-se um vector de  $q$  variáveis observadas,  $\mathbf{X}' = (X_1, X_2, \dots, X_q)$ , e um vector de  $n$  variáveis latentes independentes  $\boldsymbol{\xi}' = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ . Considere-se ainda  $p$  variáveis observadas  $\mathbf{Y}' = (Y_1, Y_2, \dots, Y_p)$  e um vector de  $m$  variáveis latentes dependentes  $\boldsymbol{\eta}' = (\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_m)$ . As equações da componente de medida são dadas por,

$$\mathbf{X} = \Lambda_{\mathbf{X}}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta}, \quad (6.3)$$

$$\mathbf{Y} = \Lambda_{\mathbf{Y}}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad (6.4)$$

onde,  $\Lambda_{\mathbf{X}}$  e  $\Lambda_{\mathbf{Y}}$  são as matrizes dos pesos (que estruturam a relação entre as variáveis manifestas e as variáveis latentes) e  $\boldsymbol{\delta}' = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_q)$  e  $\boldsymbol{\epsilon}' = (\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_p)$  são os vectores das variáveis residuais.

Um problema comum neste tipo de modelos é a identificação do modelo, isto é, o modelo definido pelas equações 6.3 e 6.4 não está necessariamente identificado<sup>1</sup>. Para este ficar identificado é necessário impor algumas restrições adicionais, por exemplo, sobre os parâmetros de  $\Lambda_{\mathbf{X}}$  e  $\Lambda_{\mathbf{Y}}$ .

A equação do modelo estrutural,

$$\boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}, \quad (6.5)$$

tal que,  $\mathbf{B}$  é a matriz das relações entre as variáveis latentes dependentes  $\boldsymbol{\eta}$ ,  $\boldsymbol{\Gamma}$  é a matriz das relações entre as variáveis latentes dependentes  $\boldsymbol{\eta}$  e independentes  $\boldsymbol{\xi}$  e  $\boldsymbol{\zeta}$  é o vector dos erros das equações estruturais.

Para o modelo global, definido pelas equações 6.3, 6.4 e 6.5, a matriz de variâncias-covariâncias implícita para as variáveis manifestas é

$$\boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} & \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{Y}\mathbf{X}} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} & \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda_{\mathbf{Y}}\mathbf{A}(\boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\Gamma}' + \boldsymbol{\Psi})\mathbf{A}'\Lambda_{\mathbf{Y}}' + \boldsymbol{\Theta}_{\epsilon} & \Lambda_{\mathbf{Y}}\mathbf{A}\boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\Phi}\Lambda_{\mathbf{X}}' \\ \Lambda_{\mathbf{X}}\boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\Gamma}'\mathbf{A}'\Lambda_{\mathbf{Y}}' & \Lambda_{\mathbf{X}}\boldsymbol{\Phi}\Lambda_{\mathbf{X}}' + \boldsymbol{\Theta}_{\delta} \end{pmatrix}, \quad (6.6)$$

onde,  $\mathbf{A} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}$ .

O modelo apresentado tem pressupostos. Para além de assumir amostras aleatórias,

<sup>1</sup>De acordo com Salgueiro (2008), "O vector de parâmetros do modelo a estimar está identificado se for possível mostrar que todos os seus elementos são funções únicas das variâncias e covariâncias das variáveis X" ou Y.

observações independentes e relações lineares nos parâmetros e nas variáveis, pressupõem ainda que as variáveis ( $\eta$ ,  $\xi$ ,  $\zeta$ ,  $Y$ ,  $X$ ,  $\epsilon$  e  $\delta$ ) têm média zero, ou seja, são medidas como desvios face aos seus valores médios; os erros de medida  $\epsilon$  e  $\delta$  não estão correlacionados com as variáveis latentes  $\eta$  e  $\xi$ , respectivamente; os erros de medida não estão correlacionados entre si nem com os erros das equações estruturais; e as variáveis latentes  $\xi$  não estão correlacionadas com os erros das equações estruturais,  $\zeta$ .

## 6.4 Estrutura Matricial de um Modelo com Trajectória Latente Não Condicionada

Os LGCMs podem ser parametrizados no enquadramento dos SEM. Nesta perspectiva, define-se a estrutura matricial de um modelo com trajectória latente não condicionada. Considere-se um vector  $\mathbf{y}$  de dimensão  $(T \times 1)$  de um conjunto de  $T$  medidas repetidas para cada indivíduo  $i$ . Então,

$$\mathbf{y} = \mathbf{\Lambda}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\epsilon} \quad (6.7)$$

$$\Leftrightarrow \begin{pmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & T-1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{i1} \\ \epsilon_{i2} \\ \vdots \\ \epsilon_{iT} \end{pmatrix}. \quad (6.8)$$

Na equação 6.7,  $\mathbf{\Lambda}$  é a matriz dos pesos com dimensão  $(T \times m)$ ,  $\boldsymbol{\eta}$  é o vector dos factores latentes, de dimensão  $(m \times 1)$ , tal que  $m$  é o número de factores latentes e  $\boldsymbol{\epsilon}$  é o vector, de dimensão  $(T \times 1)$ , dos termos residuais. A equação 6.8 é a decomposição da equação 6.7 e refere-se a um modelo de trajectória linear. Assim, cada observação de  $y$  para o indivíduo  $i$  no momento  $t$  é uma combinação de um intercepto aleatório e de um declive linear, mais um termo residual do indivíduo ao longo dos  $T$  períodos. No entanto,  $\boldsymbol{\eta}$  pode ser definido como,

$$\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\mu}_\eta + \boldsymbol{\zeta} \quad (6.9)$$

$$\Leftrightarrow \begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_\alpha \\ \mu_\beta \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \zeta_{\alpha i} \\ \zeta_{\beta i} \end{pmatrix}. \quad (6.10)$$

Na equação 6.9  $\boldsymbol{\mu}_\eta$  é o vector das médias dos factores da trajectória e  $\boldsymbol{\zeta}$  é o vector dos termos residuais, ambos com dimensão  $(m \times 1)$ .

Substituindo a equação 6.9 na equação 6.7 obtém-se a forma reduzida da equação da trajectória latente,

$$\mathbf{y} = \mathbf{\Lambda}(\boldsymbol{\mu}_\eta + \boldsymbol{\zeta}) + \boldsymbol{\epsilon}. \quad (6.11)$$

A matriz de variâncias-covariâncias implícita ao modelo é dada por,

$$\Sigma = \Lambda\Psi\Lambda' + \Theta_\epsilon, \quad (6.12)$$

onde, a matriz quadrada  $\Theta_\epsilon$  representa a estrutura de covariâncias das perturbações,  $\epsilon_t$ , tal que

$$\Theta_\epsilon = \begin{pmatrix} Var(\epsilon_1) & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & Var(\epsilon_2) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & 0 & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & Var(\epsilon_T) \end{pmatrix}. \quad (6.13)$$

Apesar de aqui se assumir que os erros não estão correlacionados, é possível permitir a correlação entre as medidas repetidas<sup>2</sup>, deixando esta matriz de ser diagonal.

A matriz  $\Psi$  representa a matriz de covariâncias dos erros  $\zeta$  entre os factores latentes da trajectória, ou seja,

$$\Psi = \begin{pmatrix} \Psi_{\alpha\alpha} & \Psi_{\alpha\beta} \\ \Psi_{\beta\alpha} & \Psi_{\beta\beta} \end{pmatrix}. \quad (6.14)$$

Nestes modelos não condicionais, a variância de  $\eta$  é igual à variância de  $\zeta$ , no entanto, o mesmo não acontece quando são incluídas no modelo variáveis explicativas, ou seja num LGCM condicional, como veremos mais à frente.

## 6.5 Estrutura Matricial de um Modelo com Trajectória Latente Condicionada

Pode também definir-se a equação da trajectória latente condicionada sob a forma matricial. A equação da trajectória é igual à definida para os modelos de trajectória latente não condicionada (equações 6.7 e 6.8). Considere-se um modelo com  $K$  variáveis explicativas dos factores latentes (intercepto e declive),

$$\eta = \mu_\eta + \Gamma\mathbf{x} + \zeta \quad (6.15)$$

$$\Leftrightarrow \begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_\alpha \\ \mu_\beta \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{\alpha 1} & \gamma_{\alpha 2} & \cdots & \gamma_{\alpha K} \\ \gamma_{\beta 1} & \gamma_{\beta 2} & \cdots & \gamma_{\beta K} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1i} \\ x_{2i} \\ \vdots \\ x_{Ki} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \zeta_{\alpha i} \\ \zeta_{\beta i} \end{pmatrix}. \quad (6.16)$$

---

<sup>2</sup>Desde que o modelo continue a estar identificado.

A forma reduzida da equação de trajectória latente é dada por

$$\mathbf{y} = \Lambda(\boldsymbol{\mu}_\eta + \Gamma\mathbf{x}) + \Lambda\boldsymbol{\zeta} + \boldsymbol{\epsilon}. \quad (6.17)$$

Uma vez que as variáveis  $x$  são exógenas, a estrutura de médias implícita é basicamente a estrutura de médias observadas das  $K$  variáveis. Para as variáveis observadas  $y$  a estrutura de médias é facilmente determinada calculado o valor esperado da equação 6.17, resultando o seguinte vector para a estrutura de médias implícita de todas as variáveis observadas,

$$\boldsymbol{\mu} = \boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta}) \Leftrightarrow \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_y \\ \boldsymbol{\mu}_x \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda(\boldsymbol{\mu}_\eta + \Gamma\boldsymbol{\mu}_x) \\ \boldsymbol{\mu}_x \end{pmatrix}, \quad (6.18)$$

tal que,  $\boldsymbol{\theta}$  é o vector de parâmetros desconhecidos que se querem estimar.

Da mesma forma se pode determinar a matriz de variâncias-covariâncias implícita ao modelo como função do vector  $\boldsymbol{\theta}$ , tal que  $\boldsymbol{\Sigma} = \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ .  $\boldsymbol{\Sigma}$  representa a matriz de covariâncias populacional e  $\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$  é a matriz de covariâncias implícita para as variáveis observadas do modelo ( $x$  e  $y$ ). Para calcular a matriz, primeiro é necessário calcular o desvio das variáveis  $\mathbf{x}$  e  $\mathbf{y}$  em relação às suas médias, ou seja, calcular  $(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x)$  e  $(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y)$ . Tendo em conta a equação 6.18 facilmente se verifica que o desvio de  $\mathbf{x}$  não se pode simplificar, mas no caso de  $\mathbf{y}$  pode ainda substituir-se  $\boldsymbol{\mu}_y$  pela respectiva expressão e o mesmo para  $\mathbf{y}$  dado na equação 6.17,

$$\begin{aligned} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y) &= [\Lambda(\boldsymbol{\mu}_\eta + \Gamma\mathbf{x}) + \Lambda\boldsymbol{\zeta} + \boldsymbol{\epsilon}] - [\Lambda(\boldsymbol{\mu}_\eta + \Gamma\boldsymbol{\mu}_x)] \\ &= \Lambda\Gamma(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x) + \Lambda\boldsymbol{\zeta} + \boldsymbol{\epsilon} \\ &= \Lambda[\Gamma(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x)\boldsymbol{\zeta}] + \boldsymbol{\epsilon}. \end{aligned} \quad (6.19)$$

Define-se a matriz de covariâncias como sendo o valor esperado de

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y \\ \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y \\ \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x \end{pmatrix}', \quad (6.20)$$

de onde resulta,

$$\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{pmatrix} \Lambda(\Gamma\boldsymbol{\Sigma}_{xx}\Gamma' + \boldsymbol{\Psi})\Lambda' + \boldsymbol{\Sigma}_{\epsilon\epsilon} & \Lambda\Gamma\boldsymbol{\Sigma}_{xx} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{xx}\Gamma'\Lambda' & \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \end{pmatrix}, \quad (6.21)$$

onde,  $\boldsymbol{\Sigma}_{xx}$  representa a matriz de covariâncias da população para as variáveis observadas  $x$ .

Note-se que a matriz 6.21 é uma matriz de covariâncias usual nos SEM. No primeiro quadrante está definida a matriz de covariâncias das medidas repetidas  $y$  e no quarto quadrante a covariância das variáveis explicativas  $x$ . A diagonal secundária da matriz representa a matriz de covariância entre as variáveis  $y$  e  $x$ .

## 6.6 Estrutura Matricial de um Modelo com Trajectória Latente Multivariado

A definição matricial de um modelo com Trajectória Latente Multivariado é uma extensão da parametrização do modelo com Trajectória Latente condicional da secção 6.4, sendo que, neste caso considera-se a trajectória de dois processos em simultâneo. Então, considerem-se dois vectores,  $\mathbf{y}$  e  $\mathbf{w}$ , de dimensão  $(T \times 1)$  de  $T$  medidas repetidas para cada indivíduo  $i$ . A extensão da equação 6.11 é dada por,

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{w} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda^y \boldsymbol{\mu}_\eta^y + \Lambda^y \boldsymbol{\zeta}^y + \boldsymbol{\epsilon}^y \\ \Lambda^w \boldsymbol{\mu}_\eta^w + \Lambda^w \boldsymbol{\zeta}^w + \boldsymbol{\epsilon}^w \end{pmatrix}. \quad (6.22)$$

A estrutura de covariâncias dos termos residuais é definida por,

$$\Theta_{\epsilon\epsilon} = \begin{pmatrix} \Theta_{\epsilon^y \epsilon^y} & \Theta_{\epsilon^y \epsilon^w} \\ \Theta_{\epsilon^w \epsilon^y} & \Theta_{\epsilon^w \epsilon^w} \end{pmatrix}. \quad (6.23)$$

A matriz é diagonal se os termos residuais entre  $y$  e  $w$  não se correlacionarem, caso contrário, a matriz é simétrica.

A estrutura de covariâncias para os termos residuais das equações dos factores latentes,  $\boldsymbol{\zeta}$ , é dada por,

$$\Psi = \begin{pmatrix} \Psi_{\eta^y \eta^y} & \Psi_{\eta^y \eta^w} \\ \Psi_{\eta^w \eta^y} & \Psi_{\eta^w \eta^w} \end{pmatrix}. \quad (6.24)$$

Tal que  $\Psi$  é uma matriz de covariâncias simétrica e com dimensão  $(m_y + m_w) \times (m_y + m_w)$ , para  $m_y$  factores de  $y$  e  $m_w$  factores de  $w$ . Esta matriz é frequentemente convertida numa matriz de correlações para permitir a sua interpretação numa solução estandardizada que, geralmente, é dada por,

$$\rho_{\zeta\zeta} = \mathbf{D}_\zeta^{-1} \Psi \mathbf{D}_\zeta^{-1}. \quad (6.25)$$

Onde,  $\mathbf{D}_\zeta^{-1}$  é a inversa da matriz das raízes quadradas dos elementos da diagonal de  $\Psi$  e zero nos restantes elementos.

Para um modelo com Trajectória Latente Condicionada, em termos matriciais, a equação das trajectórias dos dois processos é uma extensão da equação 6.17. Assim, as equações das trajectórias dos dois processos, vêm definidas por,

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{w} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda^y \boldsymbol{\mu}_\eta^y + \Lambda^y \boldsymbol{\Gamma}^y \mathbf{x} + \Lambda^y \boldsymbol{\zeta}^y + \boldsymbol{\epsilon}^y \\ \Lambda^w \boldsymbol{\mu}_\eta^w + \Lambda^w \boldsymbol{\Gamma}^w \mathbf{x} + \Lambda^w \boldsymbol{\zeta}^w + \boldsymbol{\epsilon}^w \end{pmatrix}. \quad (6.26)$$



## 6.7 Resultados dos Modelos de Satisfação Laboral em LISREL

Na tabela 6.3 mostra-se os resultados do modelo de AFC estimado em LISREL, respectivamente para as vagas 5, 6, 7 e 8 (os valores entre parêntesis curvos são os erros padrão).

Tabela 6.3: Resultados dos modelos de AFC em LISREL (vagas 5, 6, 7 e 8)

		vaga 5	vaga 6	vaga 7	vaga 8
Factores	PE031	0.528 (0.027)	0.564 (0.025)	0.594 (0.024)	0.598 (0.023)
Extrínsecos	PE032	0.767 (0.023)	0.782 (0.022)	0.808 (0.019)	0.822 (0.021)
	PE033	0.784 (0.018)	0.825 (0.019)	0.810 (0.020)	0.829 (0.027)
Factores	PE034	0.748 (0.029)	0.750 (0.034)	0.724 (0.040)	0.767 (0.048)
Intrínsecos	PE035	0.783 (0.021)	0.754 (0.030)	0.735 (0.036)	0.762 (0.055)
	PE036	0.716 (0.023)	0.739 (0.022)	0.738 (0.021)	0.738 (0.024)
CORR(SL_Ext <sub><i>i</i></sub> , SL_Int <sub><i>i</i></sub> )		0.878 (0.029)	0.864 (0.027)	0.915 (0.023)	0.894 (0.026)

Tabela 6.4: Medidas de bondade do ajustamento dos modelos de AFC em LISREL

	vaga 5	vaga 6	vaga 7	vaga 8
CFI	0.991	0.996	0.999	1
NNFI	0.983	0.993	0.998	1
RMSEA	0.0654	0.0416	0.0254	0.0

Na tabela 6.5 mostram-se os valores das estimativas da matriz  $\mathbf{B}$  do modelo Multi Processos com Efeitos Cruzados e Desfasados (CL-MPM) e respectivos erros padrão.

Tabela 6.5: Resultados do CL-MPM com quatro vagas em LISREL

	Ext 6	Int 6
Ext 5	0.651 (0.025)	0.132 (0.021)
Int 5	0.077 (0.021)	0.590 (0.024)
	Ext 7	Int 7
Ext 6	0.594 (0.024)	0.125 (0.021)
Int 6	0.131 (0.021)	0.568 (0.024)
	Ext 8	Int 8
Ext 7	0.600 (0.026)	0.126 (0.023)
Int 7	0.132 (0.022)	0.573 (0.025)

As medidas de bondade de ajustamento são: CFI = 0.977; RMSEA = 0.127; e estatística  $\chi^2 = 625.329$  com 12 graus de liberdade. Note-se que as estimativas do modelo MPM são

iguais em ambos os *softwares*, embora os erros padrão sejam menores em Mplus, o que implica que as medidas de bondade de ajustamento calculadas com base nos erros padrão neste valor sejam diferentes também.

Na tabela 6.6 mostram-se os valores das estimativas da matriz **B** e respectivos erros padrão do modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados (CL-SEM) com quatro vagas, obtidos em LISREL.

Tabela 6.6: Resultados do CL-SEM com quatro vagas em LISREL

	SL_Ex 6	SL_In 6
SL_Ex 5	0.786 (0.186)	0.459 (0.252)
SL_In 5	ns	0.320 (0.167)
	SL_Ex 7	SL_In 7
SL_Ex 6	0.537 (0.048)	0.470 (0.066)
SL_In 6	0.357 (0.036)	0.393 (0.038)
	SL_Ex 8	SL_In 8
SL_Ex 7	0.475 (0.040)	0.439 (0.067)
SL_In 7	0.481 (0.036)	0.455 (0.038)

As medidas de bondade de ajustamento são: CFI = 1; TLI = 1; RMSEA = 0.0084; e estatística  $\chi^2 = 1434.955$  com 177 graus de liberdade. Note-se que, neste caso, as estimativas do modelo CL-SEM já não são iguais em ambos os *softwares* e os erros padrão mantêm-se menores em Mplus.

## 6.8 Comandos de Sintaxe dos Modelos em Mplus

Nesta secção são apresentadas as linhas de comando que correspondem às utilizadas para a estimação de modelos apresentados no presente trabalho. Note-se que são apresentadas as linhas de comando para o modelo de Análise Factorial Confirmatória da vaga 5, o modelo Multi-Processos com efeitos Cruzados e Desfasados com quatro vagas, o modelo de Equações Estruturais com Efeitos Cruzados e Desfasados com explicativas e o Modelo com Trajectória Latente Condicional. Para o último modelo as linhas de comando estão comentadas.

### 6.8.1 Comandos de sintaxe do modelo de análise factorial confirmatória

```
TITLE: Análise factorial confirmatória para a vaga 5
DATA:
  File is p_sem_mpm_8.dat ;
VARIABLE:
  Names are
```

```
PE031_1 PE032_1 PE033_1 PE034_1 PE035_1 PE036_1 PE031_2 PE032_2 PE033_2
PE034_2 PE035_2 PE036_2 PE031_3 PE032_3 PE033_3 PE034_3 PE035_3 PE036_3
PE031_4 PE032_4 PE033_4 PE034_4 PE035_4 PE036_4 PE031_5 PE032_5 PE033_5
PE034_5 PE035_5 PE036_5 PE031_6 PE032_6 PE033_6 PE034_6 PE035_6 PE036_6
PE031_7 PE032_7 PE033_7 PE034_7 PE035_7 PE036_7 PE031_8 PE032_8 PE033_8
PE034_8 PE035_8 PE036_8 Sext5 Sint5 Sext6 Sint6 Sext7 Sint7 Sext8
Sint8 sexo1 Idade1 Ecivil1 Sboa1 Srazo1 Esupe1 Esec1 logRen1 SobQu1
Sacti1 FullTi1 logNho1 N20Emp1 N50Emp1 N100Em1 N500Em1 sexo5 Idade5
Ecivil5 Sboa5 Srazo5 Esupe5 Esec5 logRen5 SobQu5 Tcont5 Sacti5 FullTi5
logNh5 N20Emp5 N50Emp5 N100Em5 N500Em5 Nfilhos5 STRATA_1 PSU_1 STRATA_5
PSU_5 PESO_8;
Missing are all (-9999) ;
Usevariables are PE031_5 PE032_5 PE033_5 PE034_5 PE035_5 PE036_5;
Categorical are PE031_5 PE032_5 PE033_5 PE034_5 PE035_5 PE036_5;
MODEL:
  SL_Ex_5 BY PE031_5 PE032_5;
  SL_In_5 BY PE033_5 PE034_5 PE035_5 PE036_5;
OUTPUT: standardized;
```

## 6.8.2 Comandos de sintaxe do modelo multi-processos com efeitos cruzados e desfasados

```
TITLE: CL-MPM 4 vagas (sem explicativas e sem desenho amostral)
DATA:
  File is p_sem_mpm_8.dat ;
VARIABLE:
  Names are
  PE031_1 PE032_1 PE033_1 PE034_1 PE035_1 PE036_1 PE031_2 PE032_2 PE033_2
  PE034_2 PE035_2 PE036_2 PE031_3 PE032_3 PE033_3 PE034_3 PE035_3 PE036_3
  PE031_4 PE032_4 PE033_4 PE034_4 PE035_4 PE036_4 PE031_5 PE032_5 PE033_5
  PE034_5 PE035_5 PE036_5 PE031_6 PE032_6 PE033_6 PE034_6 PE035_6 PE036_6
  PE031_7 PE032_7 PE033_7 PE034_7 PE035_7 PE036_7 PE031_8 PE032_8 PE033_8
  PE034_8 PE035_8 PE036_8 Sext5 Sint5 Sext6 Sint6 Sext7 Sint7 Sext8
  Sint8 sexo1 Idade1 Ecivil1 Sboa1 Srazo1 Esupe1 Esec1 logRen1 SobQu1
  Sacti1 FullTi1 logNho1 N20Emp1 N50Emp1 N100Em1 N500Em1 sexo5 Idade5
  Ecivil5 Sboa5 Srazo5 Esupe5 Esec5 logRen5 SobQu5 Tcont5 Sacti5 FullTi5
  logNh5 N20Emp5 N50Emp5 N100Em5 N500Em5 Nfilhos5 STRATA_1 PSU_1 STRATA_5
  PSU_5 PESO_8;
Missing are all (-9999) ;
Usevariables are Sext5 Sint5 Sext6 Sint6 Sext7 Sint7 Sext8 Sint8;
MODEL:
  Sext6 Sint6 ON Sext5 Sint5;
  Sext7 Sint7 ON Sext6 Sint6;
  Sext8 Sint8 ON Sext7 Sint7;
  Sext5 WITH Sint5;
  Sext6 WITH Sint6;
  Sext7 WITH Sint7;
OUTPUT: standardized;
```

## 6.8.3 Comandos de sintaxe do modelo de equações estruturais com efeitos cruzados e desfasados com variáveis explicativas

```
TITLE: CL-SEM 8vagas com explicativa e com desenho amostral
```

## Modelação Longitudinal da Satisfação Laboral em Portugal

DATA:

File is p\_sem\_mpm\_8.dat ;

VARIABLE:

Names are

PE031\_1 PE032\_1 PE033\_1 PE034\_1 PE035\_1 PE036\_1 PE031\_2 PE032\_2 PE033\_2  
PE034\_2 PE035\_2 PE036\_2 PE031\_3 PE032\_3 PE033\_3 PE034\_3 PE035\_3 PE036\_3  
PE031\_4 PE032\_4 PE033\_4 PE034\_4 PE035\_4 PE036\_4 PE031\_5 PE032\_5 PE033\_5  
PE034\_5 PE035\_5 PE036\_5 PE031\_6 PE032\_6 PE033\_6 PE034\_6 PE035\_6 PE036\_6  
PE031\_7 PE032\_7 PE033\_7 PE034\_7 PE035\_7 PE036\_7 PE031\_8 PE032\_8 PE033\_8  
PE034\_8 PE035\_8 PE036\_8 Sext5 Sint5 Sext6 Sint6 Sext7 Sint7 Sext8  
Sint8 sexo1 Idade1 Ecivil1 Sboa1 Srazo1 Esupe1 Esec1 logRen1 SobQu1  
Sacti1 FullTi1 logNho1 N20Emp1 N50Emp1 N100Em1 N500Em1 sexo5 Idade5  
Ecivil5 Sboa5 Srazo5 Esupe5 Esec5 logRen5 SobQu5 Tcont5 Sacti5 FullTi5  
logNh5 N20Emp5 N50Emp5 N100Em5 N500Em5 Nfilhos5 STRATA\_1 PSU\_1 STRATA\_5  
PSU\_5 PESO\_8;

Missing are all (-9999) ;

Usevariables are PE031\_1 PE032\_1 PE033\_1 PE034\_1 PE035\_1 PE036\_1 PE031\_2  
PE032\_2 PE033\_2 PE034\_2 PE035\_2 PE036\_2 PE031\_3 PE032\_3 PE033\_3 PE034\_3  
PE035\_3 PE036\_3 PE031\_4 PE032\_4 PE033\_4 PE034\_4 PE035\_4 PE036\_4 PE031\_5  
PE032\_5 PE033\_5 PE034\_5 PE035\_5 PE036\_5 PE031\_6 PE032\_6 PE033\_6 PE034\_6  
PE035\_6 PE036\_6 PE031\_7 PE032\_7 PE033\_7 PE034\_7 PE035\_7 PE036\_7 PE031\_8  
PE032\_8 PE033\_8 PE034\_8 PE035\_8 PE036\_8 sexo1 Ecivil1 Sboa1  
Esupel Esec1 Sacti1 STRATA\_1 PSU\_1 PESO\_8;

Categorical are PE031\_1 PE032\_1 PE033\_1 PE034\_1 PE035\_1 PE036\_1 PE031\_2  
PE032\_2 PE033\_2 PE034\_2 PE035\_2 PE036\_2 PE031\_3 PE032\_3 PE033\_3 PE034\_3  
PE035\_3 PE036\_3 PE031\_4 PE032\_4 PE033\_4 PE034\_4 PE035\_4 PE036\_4 PE031\_5  
PE032\_5 PE033\_5 PE034\_5 PE035\_5 PE036\_5 PE031\_6 PE032\_6 PE033\_6 PE034\_6  
PE035\_6 PE036\_6 PE031\_7 PE032\_7 PE033\_7 PE034\_7 PE035\_7 PE036\_7 PE031\_8  
PE032\_8 PE033\_8 PE034\_8 PE035\_8 PE036\_8;

STRATIFICATION = STRATA\_1;

CLUSTER = PSU\_1;

WEIGHT = PESO\_8;

ANALYSIS: TYPE = COMPLEX ;

MODEL:

SL\_Ex\_1 BY PE031\_1 PE032\_1;  
SL\_In\_1 BY PE033\_1 PE034\_1 PE035\_1 PE036\_1;  
SL\_Ex\_2 BY PE031\_2 PE032\_2;  
SL\_In\_2 BY PE033\_2 PE034\_2 PE035\_2 PE036\_2;  
SL\_Ex\_3 BY PE031\_3 PE032\_3;  
SL\_In\_3 BY PE033\_3 PE034\_3 PE035\_3 PE036\_3;  
SL\_Ex\_4 BY PE031\_4 PE032\_4;  
SL\_In\_4 BY PE033\_4 PE034\_4 PE035\_4 PE036\_4;  
SL\_Ex\_5 BY PE031\_5 PE032\_5;  
SL\_In\_5 BY PE033\_5 PE034\_5 PE035\_5 PE036\_5;  
SL\_Ex\_6 BY PE031\_6 PE032\_6;  
SL\_In\_6 BY PE033\_6 PE034\_6 PE035\_6 PE036\_6;  
SL\_Ex\_7 BY PE031\_7 PE032\_7;  
SL\_In\_7 BY PE033\_7 PE034\_7 PE035\_7 PE036\_7;  
SL\_Ex\_8 BY PE031\_8 PE032\_8;  
SL\_In\_8 BY PE033\_8 PE034\_8 PE035\_8 PE036\_8;  
  
SL\_Ex\_2 SL\_In\_2 ON SL\_In\_1 SL\_Ex\_1;  
SL\_Ex\_3 SL\_In\_3 ON SL\_Ex\_2 SL\_In\_2;  
SL\_Ex\_4 SL\_In\_4 ON SL\_Ex\_3 SL\_In\_3;  
SL\_Ex\_5 SL\_In\_5 ON SL\_Ex\_4 SL\_In\_4;  
SL\_Ex\_6 SL\_In\_6 ON SL\_Ex\_5 SL\_In\_5;  
SL\_Ex\_7 SL\_In\_7 ON SL\_Ex\_6 SL\_In\_6;  
SL\_Ex\_8 ON SL\_Ex\_7 SL\_In\_7;

```
SL_Ex_2 WITH SL_In_2;
SL_Ex_3 WITH SL_In_3;
SL_Ex_4 WITH SL_In_4;
SL_Ex_5 WITH SL_In_5;
SL_Ex_6 WITH SL_In_6;

PE031_1-PE036_1 PWITH PE031_2-PE036_2;
PE031_1-PE036_1 PWITH PE031_3-PE036_3;
PE031_1-PE036_1 PWITH PE031_4-PE036_4;
PE031_1-PE036_1 PWITH PE031_5-PE036_5;
PE031_1-PE036_1 PWITH PE031_6-PE036_6;
PE031_1-PE036_1 PWITH PE031_7-PE036_7;
PE031_1-PE036_1 PWITH PE031_8-PE036_8;
PE031_2-PE036_2 PWITH PE031_3-PE036_3;
PE031_2-PE036_2 PWITH PE031_4-PE036_4;
PE031_2-PE036_2 PWITH PE031_5-PE036_5;
PE031_2-PE036_2 PWITH PE031_6-PE036_6;
PE031_2-PE036_2 PWITH PE031_7-PE036_7;
PE031_2-PE036_2 PWITH PE031_8-PE036_8;
PE031_3-PE036_3 PWITH PE031_4-PE036_4;
PE031_3-PE036_3 PWITH PE031_5-PE036_5;
PE031_3-PE036_3 PWITH PE031_6-PE036_6;
PE031_3-PE036_3 PWITH PE031_7-PE036_7;
PE031_3-PE036_3 PWITH PE031_8-PE036_8;
PE031_4-PE036_4 PWITH PE031_5-PE036_5;
PE031_4-PE036_4 PWITH PE031_6-PE036_6;
PE031_4-PE036_4 PWITH PE031_7-PE036_7;
PE031_4-PE036_4 PWITH PE031_8-PE036_8;
PE031_5-PE036_5 PWITH PE031_6-PE036_6;
PE031_5-PE036_5 PWITH PE031_7-PE036_7;
PE031_5-PE036_5 PWITH PE031_8-PE036_8;
PE031_6-PE036_6 PWITH PE031_7-PE036_7;
PE031_6-PE036_6 PWITH PE031_8-PE036_8;
PE031_7-PE036_7 PWITH PE031_8-PE036_8;
PE031_2 PE032_2 WITH PE033_2-PE036_2;
PE031_3 PE032_3 WITH PE033_3-PE036_3;
PE031_4 PE032_4 WITH PE033_4-PE036_4;
PE031_5 PE032_5 WITH PE033_5-PE036_5;
PE031_6 PE032_6 WITH PE033_6-PE036_6;
PE031_7 PE032_7 WITH PE033_7-PE036_7;

SL_Ex_1 ON sexo1 Ecivil1 Sboa1 Esupe1 Esec1 Sacti1;
SL_In_1 ON sexo1 Ecivil1 Sboa1 Esupe1 Esec1 Sacti1;
```

OUTPUT: standardized;

## 6.8.4 Comandos de sintaxe do modelo com trajetória latente condicionada

TITLE: LGCM 8 vagas condicional e com desenho amostral

[Título (facultativo)]

DATA:

File is p\_sem\_mpm\_8.dat ;

[Introdução do ficheiro com a base de dados]

## Modelação Longitudinal da Satisfação Laboral em Portugal

Variable:

Names are

```
PE031_1 PE032_1 PE033_1 PE034_1 PE035_1 PE036_1 PE031_2 PE032_2 PE033_2
PE034_2 PE035_2 PE036_2 PE031_3 PE032_3 PE033_3 PE034_3 PE035_3 PE036_3
PE031_4 PE032_4 PE033_4 PE034_4 PE035_4 PE036_4 PE031_5 PE032_5 PE033_5
PE034_5 PE035_5 PE036_5 PE031_6 PE032_6 PE033_6 PE034_6 PE035_6 PE036_6
PE031_7 PE032_7 PE033_7 PE034_7 PE035_7 PE036_7 PE031_8 PE032_8 PE033_8
PE034_8 PE035_8 PE036_8 Sext5 Sint5 Sext6 Sint6 Sext7 Sint7 Sext8
Sint8 sexo1 Idade1 Ecivil1 Sboa1 Srazo1 Esupe1 Esec1 logRen1 SobQui
Sacti1 FullTi1 logNho1 N20Emp1 N50Emp1 N100Em1 N500Em1 sexo5 Idade5
Ecivil5 Sboa5 Srazo5 Esupe5 Esec5 logRen5 SobQu5 Tcont5 Sacti5 FullTi5
logNh5 N20Emp5 N50Emp5 N100Em5 N500Em5 Nfilhos5 STRATA_1 PSU_1 STRATA_5
PSU_5 PESO_8;
```

[Nome de todas as variáveis que constam na base de dados]

```
Missing are all (-9999);
```

[Definição do código para as observações omissas]

```
Usevariables are PE031_1 PE032_1 PE033_1 PE034_1 PE035_1 PE036_1
PE031_2 PE032_2 PE033_2 PE034_2 PE035_2 PE036_2
PE031_3 PE032_3 PE033_3 PE034_3 PE035_3 PE036_3
PE031_4 PE032_4 PE033_4 PE034_4 PE035_4 PE036_4
PE031_5 PE032_5 PE033_5 PE034_5 PE035_5 PE036_5
PE031_6 PE032_6 PE033_6 PE034_6 PE035_6 PE036_6
PE031_7 PE032_7 PE033_7 PE034_7 PE035_7 PE036_7
PE031_8 PE032_8 PE033_8 PE034_8 PE035_8 PE036_8
sexo1 Ecivil1 Sboa1 Esupe1 Esec1
Sacti1 STRATA_1 PSU_1 PESO_8;
```

[Nome de todas as variáveis a utilizar no modelo]

```
Categorical are PE031_1 PE032_1 PE033_1 PE034_1 PE035_1 PE036_1
PE031_2 PE032_2 PE033_2 PE034_2 PE035_2 PE036_2
PE031_3 PE032_3 PE033_3 PE034_3 PE035_3 PE036_3
PE031_4 PE032_4 PE033_4 PE034_4 PE035_4 PE036_4
PE031_5 PE032_5 PE033_5 PE034_5 PE035_5 PE036_5
PE031_6 PE032_6 PE033_6 PE034_6 PE035_6 PE036_6
PE031_7 PE032_7 PE033_7 PE034_7 PE035_7 PE036_7
PE031_8 PE032_8 PE033_8 PE034_8 PE035_8 PE036_8;
```

[Definição de quais as variáveis do modelo que são categoriais]

```
STRATIFICATION = STRATA_1;
CLUSTER = PSU_1;
WEIGHT = PESO_8;
```

[Definição das variáveis que contém informação relativa ao desenho amostral complexo]

```
ANALYSIS: TYPE = COMPLEX ;
```

[Definição do tipo de análise]

MODEL:

```
SL_In_1 BY PE033_1
PE034_1-PE036_1 (1-3) ;
```

[Variável latente factores intrínsecos (SL\_In\_1) na vaga 1 (1994) é medida pelas variáveis manifestas PE033\_1 e PE034\_1 até PE036\_1]

*Modelação Longitudinal da Satisfação Laboral em Portugal*

SL\_In\_2 BY PE033\_2  
PE034\_2-PE036\_2 (1-3) ;  
SL\_In\_3 BY PE033\_3  
PE034\_3-PE036\_3 (1-3) ;  
SL\_In\_4 BY PE033\_4  
PE034\_4-PE036\_4 (1-3) ;  
SL\_In\_5 BY PE033\_5  
PE034\_5-PE036\_5 (1-3) ;  
SL\_In\_6 BY PE033\_6  
PE034\_6-PE036\_6 (1-3) ;  
SL\_In\_7 BY PE033\_7  
PE034\_7-PE036\_7 (1-3) ;  
SL\_In\_8 BY PE033\_8  
PE034\_8-PE036\_8 (1-3) ;

[PE033\_1\$1 PE033\_2\$1 PE033\_3\$1 PE034\_8\$1] (4) ;  
[PE033\_5\$1 PE033\_6\$1 PE033\_7\$1 PE033\_8\$1] (4) ;  
[PE033\_1\$2 PE033\_2\$2 PE033\_3\$2 PE033\_4\$2] (5) ;  
[PE033\_5\$2 PE033\_6\$2 PE033\_7\$2 PE033\_8\$2] (5) ;  
[PE033\_1\$3 PE033\_2\$3 PE033\_3\$3 PE033\_4\$3] (6) ;  
[PE033\_5\$3 PE033\_6\$3 PE033\_7\$3 PE033\_8\$3] (6) ;  
[PE033\_1\$4 PE033\_2\$4 PE033\_3\$4 PE033\_4\$4] (7) ;  
[PE033\_5\$4 PE033\_6\$4 PE033\_7\$4 PE033\_8\$4] (7) ;  
[PE033\_1\$5 PE033\_2\$5 PE033\_3\$5 PE033\_4\$5] (8) ;  
[PE033\_5\$5 PE033\_6\$5 PE033\_7\$5 PE033\_8\$5] (8) ;

[Restrição da igualdade de *thresholds* para a variável PE033 ao longo do tempo]

[PE034\_1\$1 PE034\_2\$1 PE034\_3\$1 PE034\_4\$1] (9) ;  
[PE034\_5\$1 PE034\_6\$1 PE034\_7\$1 PE034\_8\$1] (9) ;  
[PE034\_1\$2 PE034\_2\$2 PE034\_3\$2 PE034\_4\$2] (10) ;  
[PE034\_5\$2 PE034\_6\$2 PE034\_7\$2 PE034\_8\$2] (10) ;  
[PE034\_1\$3 PE034\_2\$3 PE034\_3\$3 PE034\_4\$3] (11) ;  
[PE034\_5\$3 PE034\_6\$3 PE034\_7\$3 PE034\_8\$3] (11) ;  
[PE034\_1\$4 PE034\_2\$4 PE034\_3\$4 PE034\_4\$4] (12) ;  
[PE034\_5\$4 PE034\_6\$4 PE034\_7\$4 PE034\_8\$4] (12) ;  
[PE034\_1\$5 PE034\_2\$5 PE034\_3\$5 PE034\_4\$5] (13) ;  
[PE034\_5\$5 PE034\_6\$5 PE034\_7\$5 PE034\_8\$5] (13) ;

[PE035\_1\$1 PE035\_2\$1 PE035\_3\$1 PE035\_4\$1] (14) ;  
[PE035\_5\$1 PE035\_6\$1 PE035\_7\$1 PE035\_8\$1] (14) ;  
[PE035\_1\$2 PE035\_2\$2 PE035\_3\$2 PE035\_4\$2] (15) ;  
[PE035\_5\$2 PE035\_6\$2 PE035\_7\$2 PE035\_8\$2] (15) ;  
[PE035\_1\$3 PE035\_2\$3 PE035\_3\$3 PE035\_4\$3] (16) ;  
[PE035\_5\$3 PE035\_6\$3 PE035\_7\$3 PE035\_8\$3] (16) ;  
[PE035\_1\$4 PE035\_2\$4 PE035\_3\$4 PE035\_4\$4] (17) ;  
[PE035\_5\$4 PE035\_6\$4 PE035\_7\$4 PE035\_8\$4] (17) ;  
[PE035\_1\$5 PE035\_2\$5 PE035\_3\$5 PE035\_4\$5] (18) ;  
[PE035\_5\$5 PE035\_6\$5 PE035\_7\$5 PE035\_8\$5] (18) ;

[PE036\_1\$1 PE036\_2\$1 PE036\_3\$1 PE036\_4\$1] (19) ;  
[PE036\_5\$1 PE036\_6\$1 PE036\_7\$1 PE036\_8\$1] (19) ;  
[PE036\_1\$2 PE036\_2\$2 PE036\_3\$2 PE036\_4\$2] (20) ;  
[PE036\_5\$2 PE036\_6\$2 PE036\_7\$2 PE036\_8\$2] (20) ;  
[PE036\_1\$3 PE036\_2\$3 PE036\_3\$3 PE036\_4\$3] (21) ;  
[PE036\_5\$3 PE036\_6\$3 PE036\_7\$3 PE036\_8\$3] (21) ;  
[PE036\_1\$4 PE036\_2\$4 PE036\_3\$4 PE036\_4\$4] (22) ;  
[PE036\_5\$4 PE036\_6\$4 PE036\_7\$4 PE036\_8\$4] (22) ;  
[PE036\_1\$5 PE036\_2\$5 PE036\_3\$5 PE036\_4\$5] (23) ;

## Modelação Longitudinal da Satisfação Laboral em Portugal

[PE036\_5\$5 PE036\_6\$5 PE036\_7\$5 PE036\_8\$5] (23) ;

{PE033\_1-PE036\_1@1 PE033\_2-PE036\_8} ;

[Scaling factors de cada variável restringidos a 1 no primeiro momento temporal e livres nos restantes períodos]

Int\_SLin Slo\_SLin | SL\_In\_1@0 SL\_In\_2@1 SL\_In\_3@2 SL\_In\_4@3  
SL\_In\_5@4 SL\_In\_6@5 SL\_In\_7@6 SL\_In\_8@7;

[Definição do modelo de trajectória linear do intercepto e do declive (para o processo dos factores intrínsecos)]

PE033\_1-PE036\_1 PWITH PE033\_2-PE036\_2 ;  
PE033\_1-PE036\_1 PWITH PE033\_3-PE036\_3 ;  
PE033\_1-PE036\_1 PWITH PE033\_4-PE036\_4 ;  
PE033\_1-PE036\_1 PWITH PE033\_5-PE036\_5 ;  
PE033\_1-PE036\_1 PWITH PE033\_6-PE036\_6 ;  
PE033\_1-PE036\_1 PWITH PE033\_7-PE036\_7 ;  
PE033\_1-PE036\_1 PWITH PE033\_8-PE036\_8 ;  
PE033\_2-PE036\_2 PWITH PE033\_3-PE036\_3 ;  
PE033\_2-PE036\_2 PWITH PE033\_4-PE036\_4 ;  
PE033\_2-PE036\_2 PWITH PE033\_5-PE036\_5 ;  
PE033\_2-PE036\_2 PWITH PE033\_6-PE036\_6 ;  
PE033\_2-PE036\_2 PWITH PE033\_7-PE036\_7 ;  
PE033\_2-PE036\_2 PWITH PE033\_8-PE036\_8 ;  
PE033\_3-PE036\_3 PWITH PE033\_4-PE036\_4 ;  
PE033\_3-PE036\_3 PWITH PE033\_5-PE036\_5 ;  
PE033\_3-PE036\_3 PWITH PE033\_6-PE036\_6 ;  
PE033\_3-PE036\_3 PWITH PE033\_7-PE036\_7 ;  
PE033\_3-PE036\_3 PWITH PE033\_8-PE036\_8 ;  
PE033\_4-PE036\_4 PWITH PE033\_5-PE036\_5 ;  
PE033\_4-PE036\_4 PWITH PE033\_6-PE036\_6 ;  
PE033\_4-PE036\_4 PWITH PE033\_7-PE036\_7 ;  
PE033\_4-PE036\_4 PWITH PE033\_8-PE036\_8 ;  
PE033\_5-PE036\_5 PWITH PE033\_6-PE036\_6 ;  
PE033\_5-PE036\_5 PWITH PE033\_7-PE036\_7 ;  
PE033\_5-PE036\_5 PWITH PE033\_8-PE036\_8 ;  
PE033\_6-PE036\_6 PWITH PE033\_7-PE036\_7 ;  
PE033\_6-PE036\_6 PWITH PE033\_8-PE036\_8 ;  
PE033\_7-PE036\_7 PWITH PE033\_8-PE036\_8 ;

[Estimação das variâncias e covariâncias dos termos residuais das medidas repetidas ao longo dos oito momentos temporais]

[Parametrização equivalente à anterior para o processo dos factores extrínsecos]

SL\_Ex\_1 BY PE031\_1  
PE032\_1 (24) ;  
SL\_Ex\_2 BY PE031\_2  
PE032\_2 (24) ;  
SL\_Ex\_3 BY PE031\_3  
PE032\_3 (24) ;  
SL\_Ex\_4 BY PE031\_4  
PE032\_4 (24) ;  
SL\_Ex\_5 BY PE031\_5  
PE032\_5 (24) ;  
SL\_Ex\_6 BY PE031\_6  
PE032\_6 (24) ;  
SL\_Ex\_7 BY PE031\_7  
PE032\_7 (24) ;  
SL\_Ex\_8 BY PE031\_8  
PE032\_8 (24) ;



*Modelação Longitudinal da Satisfação Laboral em Portugal*

[PE031\_1\$1 PE031\_2\$1 PE031\_3\$1 PE031\_4\$1] (25) ;  
[PE031\_5\$1 PE031\_6\$1 PE031\_7\$1 PE031\_8\$1] (25) ;  
[PE031\_1\$2 PE031\_2\$2 PE031\_3\$2 PE031\_4\$2] (26) ;  
[PE031\_5\$2 PE031\_6\$2 PE031\_7\$2 PE031\_8\$2] (26) ;  
[PE031\_1\$3 PE031\_2\$3 PE031\_3\$3 PE031\_4\$3] (27) ;  
[PE031\_5\$3 PE031\_6\$3 PE031\_7\$3 PE031\_8\$3] (27) ;  
[PE031\_1\$4 PE031\_2\$4 PE031\_3\$4 PE031\_4\$4] (28) ;  
[PE031\_5\$4 PE031\_6\$4 PE031\_7\$4 PE031\_8\$4] (28) ;  
[PE031\_1\$5 PE031\_2\$5 PE031\_3\$5 PE031\_4\$5] (29) ;  
[PE031\_5\$5 PE031\_6\$5 PE031\_7\$5 PE031\_8\$5] (29) ;

[PE032\_1\$1 PE032\_2\$1 PE032\_3\$1 PE032\_4\$1] (30) ;  
[PE032\_5\$1 PE032\_6\$1 PE032\_7\$1 PE032\_8\$1] (30) ;  
[PE032\_1\$2 PE032\_2\$2 PE032\_3\$2 PE032\_4\$2] (31) ;  
[PE032\_5\$2 PE032\_6\$2 PE032\_7\$2 PE032\_8\$2] (31) ;  
[PE032\_1\$3 PE032\_2\$3 PE032\_3\$3 PE032\_4\$3] (32) ;  
[PE032\_5\$3 PE032\_6\$3 PE032\_7\$3 PE032\_8\$3] (32) ;  
[PE032\_1\$4 PE032\_2\$4 PE032\_3\$4 PE032\_4\$4] (33) ;  
[PE032\_5\$4 PE032\_6\$4 PE032\_7\$4 PE032\_8\$4] (33) ;  
[PE032\_1\$5 PE032\_2\$5 PE032\_3\$5 PE032\_4\$5] (34) ;  
[PE032\_5\$5 PE032\_6\$5 PE032\_7\$5 PE032\_8\$5] (34) ;

{PE031\_1-PE032\_1@1 PE031\_2-PE032\_8} ;

Int\_SLex Slo\_SLex | SL\_Ex\_1@0 SL\_Ex\_2@1 SL\_Ex\_3@2 SL\_Ex\_4@3  
SL\_Ex\_5@4 SL\_Ex\_6@5 SL\_Ex\_7@6 SL\_Ex\_8@7;

PE031\_1-PE032\_1 PWITH PE031\_2-PE032\_2 ;  
PE031\_1-PE032\_1 PWITH PE031\_3-PE032\_3 ;  
PE031\_1-PE032\_1 PWITH PE031\_4-PE032\_4 ;  
PE031\_1-PE032\_1 PWITH PE031\_5-PE032\_5 ;  
PE031\_1-PE032\_1 PWITH PE031\_6-PE032\_6 ;  
PE031\_1-PE032\_1 PWITH PE031\_7-PE032\_7 ;  
PE031\_1-PE032\_1 PWITH PE031\_8-PE032\_8 ;  
PE031\_2-PE032\_2 PWITH PE031\_3-PE032\_3 ;  
PE031\_2-PE032\_2 PWITH PE031\_4-PE032\_4 ;  
PE031\_2-PE032\_2 PWITH PE031\_5-PE032\_5 ;  
PE031\_2-PE032\_2 PWITH PE031\_6-PE032\_6 ;  
PE031\_2-PE032\_2 PWITH PE031\_7-PE032\_7 ;  
PE031\_2-PE032\_2 PWITH PE031\_8-PE032\_8 ;  
PE031\_3-PE032\_3 PWITH PE031\_4-PE032\_4 ;  
PE031\_3-PE032\_3 PWITH PE031\_5-PE032\_5 ;  
PE031\_3-PE032\_3 PWITH PE031\_6-PE032\_6 ;  
PE031\_3-PE032\_3 PWITH PE031\_7-PE032\_7 ;  
PE031\_3-PE032\_3 PWITH PE031\_8-PE032\_8 ;  
PE031\_4-PE032\_4 PWITH PE031\_5-PE032\_5 ;  
PE031\_4-PE032\_4 PWITH PE031\_6-PE032\_6 ;  
PE031\_4-PE032\_4 PWITH PE031\_7-PE032\_7 ;  
PE031\_4-PE032\_4 PWITH PE031\_8-PE032\_8 ;  
PE031\_5-PE032\_5 PWITH PE031\_6-PE032\_6 ;  
PE031\_5-PE032\_5 PWITH PE031\_7-PE032\_7 ;  
PE031\_5-PE032\_5 PWITH PE031\_8-PE032\_8 ;  
PE031\_6-PE032\_6 PWITH PE031\_7-PE032\_7 ;  
PE031\_6-PE032\_6 PWITH PE031\_8-PE032\_8 ;  
PE031\_7-PE032\_7 PWITH PE031\_8-PE032\_8 ;

Int\_SLin WITH Int\_SLex ;  
Slo\_SLin WITH Slo\_SLex ;

## *Modelação Longitudinal da Satisfação Laboral em Portugal*

```
Slo_SLin WITH Int_SLin ;  
Slo_SLex WITH Int_SLex ;  
Int_SLin WITH Slo_SLex @ 0;  
Int_SLex WITH Slo_SLin @ 0;
```

[Covariâncias dos termos residuais das relações estruturais entre os factores latentes dos dois processos]

```
Int_SLin ON sexo1 Ecivil1 Sboa1 Esupe1 Esec1 Sacti1;  
Int_SLex ON sexo1 Ecivil1 Sboa1 Esupe1 Esec1 Sacti1;  
Slo_SLin ON sexo1 Ecivil1 Sboa1 Esupe1 Esec1 Sacti1;  
Slo_SLex ON sexo1 Ecivil1 Sboa1 Esupe1 Esec1 Sacti1;
```

[Introdução dos determinantes da satisfação laboral - relações de dependência de cada uma das variáveis explicativas com cada um dos factores latentes dos dois processos]

OUTPUT: standardized tech4;

[Opções de output: apresentar as estimativas estandardizadas do parâmetros e respectivos erros padrão; apresentar médias, covariâncias e correlações estimadas para as variáveis latentes do modelo]