

Instituto Superior de Ciências do Trabalho e da Empresa



SATISFAÇÃO NO TRABALHO EM PORTUGAL:  
UMA ANÁLISE LONGITUDINAL  
COM RECURSO A *LATENT GROWTH CURVE MODELS*

Ana Lúcia Teixeira Dias

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

Junho 2009

Instituto Superior de Ciências do Trabalho e da Empresa



SATISFAÇÃO NO TRABALHO EM PORTUGAL:  
UMA ANÁLISE LONGITUDINAL  
COM RECURSO A *LATENT GROWTH CURVE MODELS*

Ana Lúcia Teixeira Dias

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

Junho 2009

## **Resumo**

A satisfação no trabalho tem sido uma temática bastante explorada. A sua centralidade faz com que muitas tenham sido as tentativas de a prever e explicar. Os resultados vão variando de acordo com a metodologia estatística empregue e também com os dados utilizados.

Neste estudo serão usados os dados portugueses (entre 1998 e 2001) do *European Community Household Panel*, um inquérito longitudinal com uma periodicidade anual. As variáveis utilizadas correspondem a percepções de satisfação com o trabalho de uma forma geral e de satisfação com dimensões específicas do trabalho: salário, segurança, horários, tipo, número de horas e condições de trabalho (dimensões medidas através de variáveis ordinais). Serão considerados apenas os indivíduos em idade activa, que trabalham a tempo inteiro e que responderam validamente às questões de satisfação consideradas nas 8 *waves* do ECHP disponíveis, o que resulta numa amostra final de 2477 indivíduos.

Propõe-se a estimação de modelos de trajectória latente como uma nova via de modelação da satisfação no trabalho, tendo em conta a natureza das variáveis de partida, beneficiando das vantagens que esta metodologia apresenta relativamente às mais comumente utilizadas. Pretende-se não só descrever como também explicar as trajectórias de satisfação. Percebe-se ainda que diferentes abordagens ao conceito de satisfação no trabalho – modelação do indicador genérico de satisfação e dos indicadores de satisfação com as várias facetas do trabalho (através de LGCM de segunda ordem) – resultam em estimativas diferenciadas.

Todos os modelos foram estimados em MPlus 5 e, sempre que possível, em LISREL 8.80.

Classificação JEL: J28, C33

Palavras-chave: satisfação no trabalho, dados longitudinais, ECHP, modelos de trajectória latente

## **Abstract**

Job satisfaction has been, for quite some time, an area of research fairly surveyed. The substantial number of attempts of comprehension, and even prediction, of the phenomenon shows its importance on modern societies. However, the results differ according to the data and to the statistical methodology employed. The current study uses the Portuguese data (concerning the years between 1998 and 2001) from the *European Community Household Panel* (ECHP), a representative longitudinal survey conducted on an annual basis. The selected variables are overall job satisfaction and satisfaction with specific job facets: earnings; security; type of work; number of hours; working times and working conditions (all ordinal outcomes). The respondents aged between 16 and 64 years old, who work full-time and have valid answers to the satisfaction questions of interest on all ECHP waves are considered (N=2477). The current work proposes the estimation of latent growth curve models as a new way of modelling job satisfaction, accounting for the categorical nature of the outcomes, in order to benefit from the advantages that this method shows in comparison with the commonly used methodologies. The aim is to describe and to explain job satisfaction growth.

Different approaches to the concept of job satisfaction – considering overall job satisfaction or job satisfaction in its specific facets (using a second order LGCM) – result in different parameter estimates.

All models are estimated using MPlus 5 and, when possible, LISREL 8.80.

JEL Classification: J28; C33

Keywords: job satisfaction, longitudinal data, ECHP, latent growth curve models

# ÍNDICE

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>METODOLOGIA.....</b>	<b>12</b>
2.1	Dados .....	12
2.2	Modelos em análise.....	19
2.2.1	Análise factorial confirmatória .....	20
2.3	Modelos de trajectória latente ( <i>Latent Growth Curve Models</i> ) .....	24
2.3.1	Modelos de trajectória latente não condicionada (unconditional LGCM) .....	26
2.3.2	Modelos de trajectória latente condicionada (conditional LGCM).....	33
2.3.3	O caso particular do uso de variáveis ordinais .....	35
2.3.4	Alternativas de parametrização do LGCM com variáveis ordinais.....	38
<b>3</b>	<b>RESULTADOS .....</b>	<b>42</b>
3.1	Modelos com trajectórias latentes não condicionadas de satisfação no trabalho .....	42
3.2	Modelos com trajectórias latentes condicionadas de satisfação no trabalho .....	49
<b>4</b>	<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>59</b>
<b>5</b>	<b>BIBLIOGRAFIA .....</b>	<b>63</b>
<b>6</b>	<b>ANEXOS.....</b>	<b>66</b>
6.1	Variáveis em análise.....	66
6.2	Modelos bifactoriais (LISREL).....	68
6.3	Modelos unifactoriais (LISREL).....	68
6.4	Nota sobre o procedimento sugerido por Duncan <i>et al.</i> relativo à estimação de LGCM com variáveis ordinais em LISREL.....	69
6.5	Diagramas dos modelos conceptuais das trajectórias latentes .....	70
6.6	Modelação de diferentes configurações das relações estruturais entre interceptos e declives do modelo bifactorial.....	72
6.7	Modelos de trajectória latente não condicionada (LISREL).....	74
6.8	Linhas de comando de Mplus utilizadas .....	74
6.9	Linhas de comando de LISREL utilizadas.....	83

## **Índice de Tabelas**

Tabela 1 – Dimensão da amostra portuguesa do ECHP .....	13
Tabela 2 – Estimativas estandardizadas dos pesos do modelo bifactorial.....	21
Tabela 3 – Medidas de bondade do ajustamento do modelo bifactorial.....	21
Tabela 4 – Estimativas estandardizadas dos pesos do modelo unifactorial.....	22
Tabela 5 – Medidas de bondade do ajustamento do modelo unifactorial.....	22
Tabela 6 – Estimativas dos três modelos de trajectória latente não condicionada .....	45
Tabela 7 – Medidas de bondade do ajustamento dos modelos de trajectória latente não condicionada .....	47
Tabela 8 – Efeitos significativos (a 5%) dos determinantes da satisfação no trabalho para os três modelos de trajectória latente testados.....	51
Tabela 9 – Medidas de bondade do ajustamento dos modelos de trajectória latente condicionada .....	58

## Índice de Figuras

Figura 1 – Distribuição da satisfação com o rendimento (%) .....	15
Figura 2 – Distribuição da satisfação com a segurança (%).....	15
Figura 3 – Distribuição da satisfação com o tipo de trabalho (%).....	15
Figura 4 – Distribuição da satisfação com o número de horas de trabalho (%) .....	15
Figura 5 – Distribuição da satisfação com o horário de trabalho (%) .....	15
Figura 6 – Distribuição da satisfação com as condições de trabalho (%) .....	15
Figura 7 – Distribuição do indicador genérico da satisfação com o trabalho ( <i>overall</i> ) (%)....	16
Figura 8 – Distribuição por sexo (N).....	17
Figura 9 – Distribuição por escalões etários (%).....	17
Figura 10 – Distribuição por nível de instrução (%) .....	18
Figura 11 – Distribuição por estado civil (%) .....	18
Figura 12 – Distribuição do sector de actividade (%) .....	18
Figura 13 – Distribuição do tipo de contrato (%).....	18
Figura 14 – Distribuição da percepção acerca do estado de saúde (%).....	19
Figura 15 – Distribuição da percepção da sobrequalificação, relativamente ao trabalho desempenhado (%).....	19
Figura 16 – Modelo de trajectória latente linear não condicionada.....	26
Figura 17 – Modelo de trajectória latente linear não condicionada de segunda ordem.....	30
Figura 18 – Modelo de trajectória latente linear condicionada .....	33
Figura 19 – Modelo de trajectória latente linear condicionada de segunda ordem .....	35
Figura 20 – Variável contínua subjacente a uma variável ordinal de cinco categorias .....	36
Figura 21 – Restrições a um modelo de trajectória latente linear não condicionada de segunda ordem com variáveis ordinais .....	40
Figura 22 – Modelo estrutural A .....	43
Figura 23 – Modelo estrutural B .....	43
Figura 24 – Modelo estrutural C .....	43
Figura 25 – Modelo estrutural D .....	44
Figura 26 – Modelo estrutural E.....	44
Figura 27 – Representação do modelo de trajectória condicionada de 2 factores latentes de satisfação no trabalho.....	50

## SUMÁRIO EXECUTIVO

A definição de satisfação no trabalho não é consensual. Várias disciplinas têm tentado prevê-la e explicá-la mas os resultados acabam por depender da metodologia empregue e dos dados utilizados. Neste trabalho tenta-se dar uma visão genérica acerca dos métodos que têm sido aplicados na abordagem à satisfação no trabalho e também das teorias que se vêm desenvolvendo desde a década de 30 do século passado. De facto, e independentemente da área disciplinar que a estuda, a satisfação no trabalho goza de uma centralidade incontornável nas sociedades modernas.

Não obstante a satisfação no trabalho ser condicionada por valores, expectativas ou necessidades, a ideia a ter presente é a de que este é um conceito multidimensional, pelo que poderá ser medido de forma mais genérica ou de forma mais discriminada. Se alguns autores consideram que um indicador genérico de satisfação tem a capacidade de sumariar a informação das variáveis relativas às várias facetas do trabalho, outros consideram que esta é uma forma enviesada de a medir; a melhor forma de análise deverá ser a construção de indicadores a partir de variáveis que medem de forma desagregada a satisfação com os vários aspectos que compõem a realidade multidimensional do trabalho. Seguindo então várias sugestões encontradas em trabalhos já publicados, considerou-se que seria interessante comparar diferentes aproximações metodológicas ao conceito.

Para este trabalho será utilizado o *European Community Household Panel* (ECHP), um inquérito longitudinal aplicado em 12 estados membros da União Europeia entre 1994 e 2001, com uma periodicidade anual, onde são abordados diversos temas. O ECHP é um painel de dados de agregados familiares, com informação ao nível dos agregados e dos indivíduos, que pretende ser representativo quer seccional quer longitudinalmente. No presente estudo serão usados os dados portugueses, referentes aos anos de 1998 a 2001. As variáveis utilizadas correspondem a percepções de satisfação no trabalho de uma forma genérica e de satisfação com dimensões específicas do trabalho: salário, segurança, horários, tipo, número de horas e condições de trabalho. Estas variáveis foram medidas em escalas de tipo Likert com 6 pontos (1 – “nada satisfeito” a 6 – “completamente satisfeito”). A amostra analisada inclui indivíduos em idade activa, que trabalham a tempo inteiro e que responderam

de forma válida às questões de satisfação consideradas ao longo do período em estudo (N=2477).

Os modelos de trajectória latente baseiam-se na ideia de que as pessoas mudam ao longo do tempo mas não necessariamente todas da mesma forma ou ao mesmo ritmo. Parte-se do princípio, e é aqui que os LGCM vão buscar a sua principal característica aos modelos de equações estruturais, que existe uma estrutura latente que subjaz aos dados observados. É, deste modo, possível perceber, com os dados em estudo, se existem ou não diferenças entre os indivíduos, em termos de satisfação média e de variabilidade em relação à média, no primeiro momento considerado e ainda de que forma os indivíduos evoluem, em termos de trajectórias de satisfação, ao longo dos quatro anos considerados.

Os LGCM, enquadrados no contexto dos modelos de equações estruturais, possibilitam, entre outros, a utilização de preditores, permitindo então perceber quais os determinantes das trajectórias latentes de satisfação.

Não sendo possível perceber com clareza, através dos trabalhos já publicados na área da satisfação laboral, qual a melhor aproximação ao conceito, optou-se por modelar as trajectórias de satisfação através de três diferentes abordagens: (1) trajectória do indicador genérico de satisfação; (2) trajectória da satisfação com as várias facetas do trabalho medidas por um único factor latente; e (3) trajectória de satisfação com as várias facetas do trabalho medidas por dois factores latentes (factores extrínsecos - salário e segurança; e factores intrínsecos - tipo, número de horas, horários e condições de trabalho).

Ao analisar os modelos de trajectória latente não condicionada, em que se considera que a trajectória é explicada apenas pela passagem do tempo, percebe-se que, apesar de existirem diferenças ao nível da magnitude das estimativas, todos são coerentes no que diz respeito à existência de variabilidade entre os indivíduos tanto na satisfação média inicial como no grau da mudança. Pode ainda perceber-se que existe uma associação negativa entre o *status* inicial e o grau de mudança, significado isto que indivíduos com um nível médio de satisfação inicial mais elevado tenderão a apresentar taxas de mudança mais lentas.

No que diz respeito aos modelos de trajectórias de satisfação condicionadas (agora por outras variáveis que não só a passagem do tempo), as variáveis sexo, sector de actividade, tipo de contracto, estado civil e percepção relativa ao estado de saúde

influenciam todos os níveis médios iniciais de satisfação no que diz respeito à satisfação no trabalho, independentemente da forma como esta é modelada. O sentido do impacto (positivo ou negativo) é congruente em todos os modelos o que faz crer que, no caso destes determinantes, não haverá diferenças relevantes entre as várias abordagens metodológicas ao conceito. As diferenças que existem verificam-se, nestes casos, somente no grau de impacto da média da satisfação inicial.

Assim, modelar o *overall job satisfaction* e modelar as facetas do trabalho através de um factor parecem conduzir a resultados um pouco diferentes mas não completamente distintos. Já comparando a modelação da trajectória de um e de dois factores latentes ao longo do tempo, existem algumas diferenças: o impacto dos vários determinantes considerados parece, no modelo unifactorial, ser quase que uma média do impacto em cada um dos factores do modelo bifactorial, o que pode ser explicado pelo facto de se utilizar as mesmas variáveis de partida, apenas com estruturas factoriais diferenciadas. Assim, pode pensar-se nestes vários modelos não como concorrentes mas como complementares, pelo que a utilização de qualquer um deles deverá depender não da sua própria validade mas do tipo de análise que se pretender efectuar.

Este tipo de metodologia, modelação de trajectórias latentes com variáveis ordinais, está ainda em desenvolvimento e encontram-se ainda muito poucos artigos publicados com aplicações; os próprios *softwares* estatísticos estão ainda em fase de aperfeiçoamento. O presente trabalho tenta ser um contributo para a exploração não só deste método como também da satisfação no trabalho.

## 1 INTRODUÇÃO

Seja uma utilidade, uma necessidade, uma obrigação ou uma fonte de satisfação, o trabalho representa, independentemente da percepção individual, uma dimensão fundamental da vida das sociedades modernas. A sua centralidade deriva não apenas do impacto que tem, quer no comportamento dos trabalhadores quer no funcionamento das organizações nas quais eles estão inseridos, como também, e segundo Clark (1997) reportando-se a um texto de Argyle de 1997, da ideia de que a satisfação no trabalho é um dos três mais importantes preditores do bem-estar, a par do casamento e da satisfação com a família.

Em 1976, segundo Edwin Locke, contavam-se já pelo menos 3.350 artigos ou dissertações sobre o tema (Locke, 1976). O estudo da natureza e causas da satisfação no trabalho viu-se encetado nos anos 30 do século passado, ainda que a importância das atitudes dos trabalhadores tenha sido reconhecida bem antes, com Taylor e Mayo. Os primeiros estudos sobre o tema centravam-se sobretudo na fadiga dos trabalhadores, tentando encontrar soluções para esse problema, enfatizando o papel das condições físicas de trabalho bem como do salário (escola físico-económica). Mas rapidamente se percebeu que as estratégias encontradas para diminuir a fadiga dos indivíduos no local de trabalho acabavam por deixar eventualmente de surtir efeito. O enfoque passou então a ser colocado nas atitudes dos trabalhadores: a percepção que eles têm relativamente à sua situação laboral influencia a forma como reagem ao trabalho – “*workers have minds*” (Locke, 1976: 1299). A escola das relações humanas, que se desenvolveu a partir dos anos 30 do século passado, defendia que o dinheiro não desempenhava um papel fundamental. Considerava-se então que as relações sociais (em termos de uma boa supervisão, de boas relações com a hierarquia e de grupos de trabalho coesos) se constituíam como o factor decisivo na definição das atitudes, já que os trabalhadores privilegiariam mais esta dimensão em detrimento da financeira, até porque eles seriam demasiado irracionais para fazerem cálculos económicos. Assiste-se então a uma transição entre abordagens, deixando de se encarar os trabalhadores como meros actores para se olhar para eles como seres reflexivos relativamente à sua própria realidade. Só em 1959, com Herzberg, Mausner e Snyderman, se retoma o debate em torno do trabalho em si mesmo. Defende-se

então que, para que os trabalhadores progredam intelectualmente, e é esta a verdadeira fonte de satisfação no trabalho, lhes deve ser dada mais responsabilidade e autonomia. Apesar das três grandes tendências históricas na abordagem da satisfação no trabalho, que se distinguem por diferentes enfoques (condições físicas, relações sociais e trabalho em si), é possível encontrar teorias específicas acerca do conteúdo, *i.e.*, teorias que tentam identificar quais as necessidades a satisfazer para que se obtenham níveis positivos de satisfação neste contexto. As teorias mais generalizadas são a Hierarquia das Necessidades de Maslow e a Teoria Motivação-Higiene de Herzberg. Resumidamente, a primeira teoria caracteriza-se por identificar 5 categorias de necessidades básicas do Homem (fisiológicas, segurança, sociais, estima e auto-realização) que se organizam de forma hierárquica, sendo que os indivíduos só sentem uma necessidade quando está satisfeita a necessidade de nível imediatamente inferior. A segunda teoria defende que as causas da satisfação no trabalho são diferentes das causas da insatisfação. Os “motivadores” (trabalho em si, sucesso, promoção, reconhecimento e responsabilidade) são um grupo de factores que levam à satisfação; por outro lado, os factores de “higiene” (supervisão, relações interpessoais, condições de trabalho, políticas da empresa e salário) são aqueles que mais contribuem para a insatisfação no trabalho. Logo em 1976 Locke aponta várias debilidades à teoria de Herzberg. No entanto, como refere Rose, “*a whole management theory of motivation was built upon the distinction*” (Rose, 1999: 7) e, apesar de algumas reformulações, esta tem sido uma distinção amplamente utilizada mesmo em textos mais recentes. A análise bifactorial com factores intrínsecos e factores extrínsecos/materiais é, por exemplo, utilizada por Clark (1997) e por Rose (1999, 2001).

A definição do conceito de satisfação no trabalho não é consensual. Tendo os primeiros trabalhos sobre este tema sido levados a cabo no âmbito da Psicologia, a definição mais corrente, e a considerada como a referência clássica, é a apresentada por Locke como “*a pleasurable or positive emotional state resulting from the appraisal of one’s job or job experiences*” (Locke, 1976: 1300). A satisfação que se obtém de qualquer experiência depende das expectativas, das necessidades e dos valores. Tal como Locke as define, as expectativas condicionam as atitudes na medida em que existe uma maior ou menor discrepância entre aquilo que se quer e aquilo que se tem; já as necessidades se constituem como as condições necessárias à vida e ao bem-estar de um organismo vivo, sendo por isso inatas e existindo independentemente

do organismo as desejar conscientemente ou não; por fim, os valores são, ao contrário das necessidades, algo que é adquirido pelo indivíduo e que pode ser desejado por ele consciente ou inconscientemente, é aquilo que se procura obter e que condiciona as escolhas e as reacções emocionais. Numa abordagem pela via da Psicologia, a satisfação no trabalho resultará da percepção que o indivíduo tem sobre se o trabalho irá ou não concretizar, ou permitirá concretizar, os valores de trabalho, na medida em que estes valores são congruentes com as necessidades (Locke, 1976: 1303-1306). Tal como é definido por este autor, os valores não serão mais do que necessidades racionais individuais deixando pouca margem àquilo que é referido na Sociologia como as representações sociais dos indivíduos. As representações são formas de interpretação da realidade que derivam da própria posição do indivíduo na estrutura social. Elas são entidades criadas por indivíduos e grupos e condicionam os comportamentos e as estruturas (Moscovici, 2000). As representações sociais acabam por quase se tornar tangíveis na medida em que se manifestam, reproduzem, alteram e cristalizam em todos os actos e momentos da vida do dia-a-dia. Nesse sentido, e integrando este conceito na tentativa de Locke de explicitação das causas da satisfação no trabalho, pode ainda pensar-se nas representações sociais como influenciando, ou mesmo condicionando, não só os valores, enquanto necessidades adquiridas, mas também as próprias expectativas. Mas não é só nestas disciplinas que se pode conceptualizar a ideia de satisfação. Apesar de o interesse por esta temática só mais tarde ter surgido na Economia, muito devido ao cepticismo relativamente a medidas subjectivas de bem-estar (Clark, 1996: 191), também este ramo das Ciências Sociais tem trabalhado a questão. Encara, no entanto, as questões acerca da satisfação no trabalho como variáveis instrumentais da utilidade do trabalho. Numa aproximação mais radical ao conceito, há ainda quem defenda que *“job satisfaction is not to be viewed as an attitude about work, but as a judgement about paid appointment”* (Rose, 2001: 32). Não sendo esta a linha de análise seguida neste trabalho, não serão feitas considerações adicionais acerca desta abordagem em particular.

Não obstante a satisfação no trabalho ser condicionada por valores, expectativas ou necessidades, a abordagem de Spector leva a operacionalização do conceito um pouco mais além: *“Job satisfaction can be considered as a global feeling about the job or as a related constellation of attitudes about various aspects or facets of the job”* (1997:

2). Isto significa que, na verdade, a satisfação no trabalho pode ser medida de forma mais genérica ou de forma mais discriminada.

Rose defende que, no sentido de se proceder a uma correcta análise da satisfação no trabalho, não se deve utilizar o indicador genérico de satisfação (*overall job satisfaction*) por ser uma medida enviesada e por ser “*too rough and ready to use in advanced analysis*”<sup>1</sup> (2001: 2). Dever-se-á usar, isso sim, um indicador construído a partir dos vários aspectos do trabalho. Aliás, este autor já o tinha feito anteriormente, num artigo de 1999, ao criar, com base nos dados das primeiras 7 *waves* do *British Household Panel Survey* (BHPS)<sup>2</sup>, um indicador de satisfação no trabalho com recurso a uma análise em componentes principais não linear (Rose, 1999). Ainda, se se olhar para o trabalho, como defende Locke (1976), não como uma entidade mas sim como uma inter-relação complexa de tarefas, papéis, responsabilidades, interacções, incentivos e recompensas, facilmente se percebe que avaliar de forma global a satisfação com o trabalho não será na maioria dos casos uma tarefa simples.

Mas, na verdade, nem sempre parece ser possível obter um, ou mais do que um, indicador compósito deste fenómeno. Com os dados das 4 primeiras *waves* do BHPS, Heywood *et al.* (2002) não consideraram viável a utilização de um índice compósito de *overall* que agregasse todas as dimensões do trabalho questionadas neste inquérito por não terem encontrado correlações fortes entre a medida global e as medidas de satisfação parcelares.

No entanto, outros autores afirmam que a variável *overall* poderá perfeitamente sumariar a informação das variáveis relativas às várias facetas do trabalho. Clark (1997), com os dados da primeira *wave* do BHPS que utilizou no artigo onde analisou as diferenças de género ao nível da satisfação no trabalho, defende que, mesmo tendo feito uma análise em componentes principais com todas as variáveis de satisfação parcelares, a variável *overall* é uma boa síntese dos vários aspectos do trabalho. Já Judge e Klinger (2008) consideram que estes conceitos podem ser tanto manifestos como latentes, dependendo da forma como se queira tratá-los. Estes autores defendem ainda que o todo não é necessariamente equivalente à soma das partes.

---

<sup>1</sup> Para uma discussão mais aprofundada sobre as limitações encontradas por este autor acerca da utilização do *overall job satisfaction*, ver Rose (2001).

<sup>2</sup> Este é um inquérito longitudinal, representativo dos agregados familiares do Reino Unido, realizado anualmente desde 1991.

Considerando a qualidade do trabalho como sendo um conceito multidimensional, alguns autores fazem a distinção entre trabalho como um contrato económico e como um contrato psicológico, sendo que o primeiro se foca na relação que existe entre o esforço dispendido e a recompensa obtida e no segundo o interesse está sobretudo nas condições de trabalho (D'Addio *et al.*, 2003). Independentemente da importância atribuída a um ou a outro conjunto de facetas do trabalho, não se deve negligenciar nem as que se relacionam com os aspectos mais materiais (como sejam o salário ou a segurança/estabilidade) nem aquelas que dizem respeito ao trabalho em si. Por exemplo, D'Addio *et al.* (2003) defendem, através da análise que fazem dos dados do *European Community Household Panel* (ECHP) na Dinamarca, que as condições de trabalho parecem ser mais decisivas, sobretudo nas mulheres, para a satisfação com o trabalho que a questão financeira. Por outro lado, Rose (2001) relembra que a satisfação com o trabalho não pode ser avaliada exclusivamente pela satisfação com as tarefas desenvolvidas pelo trabalhador. Qualquer emprego implica a celebração de um contrato, seja ele explícito ou implícito, para a troca de uma competência por uma recompensa. E, apesar de concordar com a ideia de que realizar um trabalho fornece uma série de experiências técnicas e sociais que espoletam reacções psicológicas (cuja análise é indispensável), defende que “*such data must not be weighted higher than those concerning experience of the overt (or ostensible) contractual terms – above all, those concerning pay and job security*” (Rose, 2001: 5). Acrescenta ainda que a maior parte das pessoas parece avaliar o seu trabalho mais pela maximização da utilidade do que propriamente pelas oportunidades de auto-realização ou de envolvimento com a organização que aquele pode proporcionar.

Em linha com o que se vem expondo, não é surpreendente que a teoria de Herzberg ganhe novas possibilidades de aplicação. Apesar da versão original não ter sido extensivamente utilizada, a ramificação conceptual por ele sugerida ganhou adeptos. Rose, utilizando uma dicotomia baseada na teoria de motiçao-higiene de Herzberg, distingue factores intrínsecos de factores extrínsecos no que respeita à satisfação com o trabalho. De facto, esta é uma distinção bastante lógica que diferencia as recompensas materiais (factores extrínsecos) das simbólicas ou qualitativas (intrínsecas). Esta demarcação torna-se ainda mais acertada ao ter-se indícios de que os indivíduos fazem uma avaliação muito mais rigorosa dos factores extrínsecos do que dos intrínsecos, o que significa que

*“taken together, levels of satisfaction with material/extrinsic job facets such as pay, promotion, or security will, in any representative sample of employees, always be lower than satisfaction with such quality/intrinsic facets as using initiative, relations with supervision, or the work that the person actually performs”* (Rose, 2001: 6).

O autor afirma ainda que, sempre que possível, a satisfação com o trabalho deve ser analisada através de um índice que combine as várias dimensões, intrínsecas e extrínsecas, em vez que se utilizar o indicador único de *overall job satisfaction*. Isto porque, sendo este um conceito que é na realidade multidimensional, não faz sentido usar um indicador único que vai deliberadamente descartar informação importante e que pode levar a uma interpretação distorcida dos dados. Aliás, a satisfação com os factores extrínsecos não tem de ser coerente com a satisfação relativa aos factores intrínsecos; o *score* global pode ser resultado de diferentes combinações destas duas grandes dimensões.

Muitas têm sido as tentativas de explicação e de previsão da satisfação no e com o trabalho. A aproximação ao conceito pela via da Psicologia tem normalmente por base inquéritos construídos especificamente para o efeito e onde são utilizadas escalas devidamente validadas. Uma das ferramentas de medição mais referidas na literatura é o *Job Diagnostic Survey*, de Hackman e Oldham, onde são definidas 5 dimensões centrais do trabalho, determinantes não só da satisfação como também da motivação, performance, absentismo e *turnover* (mudança de emprego). São elas a variedade, a identidade, o significado, a autonomia e o *feedback* (Hackman e Oldham, 1975: 160-162). Para além desta, muitas outras escalas são facilmente encontradas em artigos científicos sobre a temática, como é o caso do *Job Satisfaction Survey* de Spector (1985), que cobre nove facetas da satisfação no trabalho bem como uma medida global de satisfação (*overall*). Outros exemplos são o *Minnesota Satisfaction Questionnaire*, ou o *Job Descriptive Index*. Estas explorações utilizam baterias de questões que são depois resumidas por intermédio da construção de índices ou de análises factoriais. Independentemente das escalas utilizadas, e das metodologias estatísticas empregues, o objectivo final é o de encontrar elementos que concorram

para as diferenças encontradas ao nível da satisfação com o trabalho e/ou meçam o impacto que determinados factores têm na satisfação.

Já a aproximação por via da Economia, mais recente, tenta encontrar modelos econométricos para a explicação e previsão da satisfação no trabalho. Neste tipo de análises são usadas sobretudo variáveis de caracterização tanto do trabalho como do contexto socioeconómico dos indivíduos e das empresas, ao passo que nas abordagens da Psicologia são sobretudo estudadas as percepções dos trabalhadores.

Apesar dos inquéritos construídos com escalas psicométricas possibilitarem uma ampla recolha de dados de percepção, são normalmente construídos de forma muito específica e orientada para os objectivos do próprio estudo. Através de inquéritos mais abrangentes, como é o caso do *International Social Survey Programme* (com o módulo *Work Orientation*), é possível ter acesso a um manancial de outras variáveis (como sejam o salário, o número de horas de trabalho ou o sector da empresa, por exemplo) que permitem análises mais diversificadas. Este inquérito em particular apresenta ainda a vantagem de ser transnacional. Contudo, não possibilita uma análise das trajectórias individuais por fornecer apenas dados seccionais. Nesta perspectiva, inquéritos como o *European Community Household Panel* (ECHP) apresentam a vantagem de se poder dispor não só de dados longitudinais como de informação comparável entre vários países. Todavia, a quantidade e especificidade das questões relativas à satisfação com o trabalho é consideravelmente mais reduzida. Sendo um inquérito de carácter mais genérico, as perguntas centram-se sobretudo em elementos mais objectivos, deixando as percepções dos indivíduos para segundo plano. O mesmo acontece com o *British Household Panel Survey* (BHPS). Este inquérito tem ainda a desvantagem acrescida de, a partir da oitava *wave*, deixarem de ser consideradas três das sete variáveis iniciais de percepção relativamente à satisfação no trabalho<sup>3</sup>. Apesar do ECHP e do BHPS terem bastantes pontos em comum, a comparação entre os dados dos dois países nem sempre parece ser possível.

---

<sup>3</sup> No BHPS são utilizados como indicadores de satisfação no trabalho, para além do indicador genérico, a satisfação com as perspectivas de promoção, com a relação com a chefia, com o uso de iniciativa, com o salário, com a segurança (no sentido de estabilidade), com o tipo de trabalho realizado e com o número de horas de trabalho. A partir da *wave* 8 (1998), apenas as quatro últimas são incluídas no questionário.

Especificamente no que diz respeito à satisfação no trabalho, não só as variáveis presentes não são as mesmas, como a própria escala em que são medidas é diferente<sup>4</sup>. No que concerne à análise da satisfação, encontra-se na literatura uma predominância da utilização do indicador genérico da satisfação com o trabalho (*overall job satisfaction*) como variável dependente, tanto nos artigos científicos que têm por base o ECHP como nos que usam os dados do BHPS. Mesmo quando se parte das variáveis que dizem respeito às várias dimensões do trabalho, são construídos índices sintéticos quer através de análises de correspondências múltiplas (Albert e Davia, 2005) ou de análises factoriais, ACP como no caso de Clark (1997), Leontaridi e Sloane (2003) ou Rose (1999) ou mesmo CATPCA, utilizada por Rose (2003). Nestes últimos quatro artigos são utilizados dados do BHPS – os dois primeiros utilizam os 7 aspectos da satisfação no trabalho para a construção do índice de satisfação; já o último, por utilizar os dados da nona *wave*, usa apenas 4. No entanto, a situação mais comum é a utilização do *overall job satisfaction* enquanto indicador único. A análise factorial constituiu-se como o procedimento por excelência nas primeiras análises à satisfação no trabalho nas suas várias dimensões. Um dos modelos mais coerentes e claramente definidos assenta na distinção entre factores extrínsecos (ou materiais) e factores intrínsecos (ou relação entre trabalho e qualidade de vida), distinção esta que tem por base a teoria de motivação-higiene de Herzberg. Mas existem outras alternativas. Por exemplo, Duserick *et al.* (2006), com recurso a uma análise factorial confirmatória e utilizando dados de um inquérito por eles criado, chegam a três constructos – ambiente de trabalho, comportamento organizacional e apoio curricular. No entanto, modelos mais específicos de satisfação parecem resultar de questionários mais limitados em termos de amostra e que, por norma, contêm variáveis que não são comuns a outros inquéritos. No caso do ECHP, por ser um inquérito com objectivos mais alargados, não seria viável a aplicação deste tipo de escalas psicométricas. É ainda possível encontrar modelos que tentam perceber que factores influenciam não só o *overall job satisfaction* como também aspectos específicos da satisfação com o trabalho, situação que é mais comum nos artigos realizados com base nos dados do ECHP.

---

<sup>4</sup> Por estes motivos teve de se abandonar a ideia inicial de comparação das trajectórias de satisfação no trabalho em Portugal e no Reino Unido.

Relativamente aos métodos empregues, são sobretudo usadas regressões. Dependendo da linha de investigação e dos objectivos da análise são utilizadas regressões lineares, *logit*, *probit*, com efeitos fixos e com efeitos aleatórios. Foi ainda possível encontrar a utilização de modelos de equações estruturais mas nunca com as bases de dados do ECHP ou BHPS, à excepção dos trabalhos de Salgueiro (2009), com dados do BHPS sobre a satisfação no trabalho, e de Salgueiro *et al.* (2008), com dados do mesmo painel mas relativos ao bem-estar subjectivo que enquadra, entre outras, a variável genérica de satisfação laboral. A análise de Duserick *et al.* (2006) teve por base dois inquéritos realizados em 2000 e 2003 mas não foi, no entanto, tido em consideração o efeito longitudinal; foi apenas aplicado o mesmo modelo para cada um dos momentos e analisadas as diferenças entre os dois. Já Wong *et al.* (1998) utilizam o efeito longitudinal de 3 *waves* com recurso um modelo *cross-lagged SEM* (também aqui com dados de um inquérito especificamente construído para o estudo). Ao tentar perceber a relação entre a satisfação e a percepção do trabalho utiliza escalas da Psicologia para a construção das variáveis latentes. Schaubroeck e Jennings (1991) utilizam também um modelo de equações estruturais com seis variáveis latentes sendo que apenas uma delas diz respeito à satisfação no trabalho (medida por três questões genéricas de satisfação). Mais uma vez, recorre-se a dados de um questionário particular.

Ao focar a atenção nas análises elaboradas com base nos dados do ECHP, são vários os exemplos de artigos científicos que utilizam não só o *overall job satisfaction* como também aspectos específicos da satisfação com o trabalho como variáveis dependentes. No entanto, em nenhum dos vários artigos consultados foram utilizados todos os 7 aspectos do trabalho. Vieira *et al.* (2005), por exemplo, apresentam regressões do *overall job satisfaction*, da satisfação com o rendimento, com a segurança, com o tipo de trabalho e com o número de horas de trabalho sobre uma série de variáveis demográficas, de emprego e uma de saúde. No entanto, quer neste artigo quer nos restantes consultados, são sempre utilizadas regressões lineares múltiplas em separado, e nunca um modelo de equações simultâneas.

Partindo do conhecimento já existente em termos de satisfação no trabalho, pretende-se com o presente trabalho dar uma contribuição para a análise desta área, numa perspectiva longitudinal, com recurso a técnicas de modelação estatística que

permitem o estudo da variabilidade da satisfação no trabalho intra e entre indivíduos. Os *latent growth curve models* (LGCM), aqui designados por modelos de trajectória latente, permitirão isso mesmo. Uma explicação mais aprofundada deste tipo de modelos será dada mais adiante, no ponto 3 da segunda secção. Convirá, para já, referir que estes modelos foram desenvolvidos primeiramente para a modelação de variáveis de tipo métrico, sendo que a sua aplicação a variáveis de escala ordinal é relativamente recente. No entanto, e ainda que a utilização dos LGCM com variáveis ordinais não esteja ainda completamente generalizada, pretende-se neste trabalho desenvolver uma análise das trajectórias de satisfação tendo em conta a verdadeira escala das variáveis observadas, contrariando assim uma prática comum que é a de modelar variáveis ordinais como se de métricas se tratassem.

Assim, tendo como base algumas referências teóricas já enunciadas, procurar-se-á testar modelos já sugeridos e aventar novas possibilidades de análise estatística do fenómeno. Para isto, far-se-á uso de uma base de dados com enormes potencialidades como é o *European Community Household Panel* que não só serve os propósitos desta análise – que consistirá na modelação longitudinal de trajectórias de satisfação em Portugal em quatro das oito *waves* do inquérito – como também fornece a possibilidade de futuramente se realizarem análises semelhantes quer para a totalidade dos momentos de observação, quer para os restantes países que participam neste painel.

Serão então analisadas várias abordagens à operacionalização do conceito de satisfação no trabalho. Será por isso necessário ir testando vários modelos no sentido de encontrar os que melhor reflectem a estrutura dos dados até atingir os objectivos propostos. Pretende-se perceber (1) se existem ou não diferenças entre os indivíduos, em termos de satisfação média e de variabilidade em relação à média, no primeiro momento considerado – 1998; (2) como é que os indivíduos evoluem, em termos de trajectórias de satisfação, ao longo dos quatro anos considerados e (3) quais os determinantes dessas trajectórias quer em termos de *status* inicial quer no que diz respeito ao ritmo de mudança.

As várias modelações serão efectuadas no *software* Mplus 5, ainda que praticamente todas elas tenham também sido replicadas em LISREL 8.80. Isto porque, apesar deste *software* não ter sido desenhado para efectuar este tipo de análises, apresenta já algumas potencialidades a este nível, como veremos mais adiante.

De forma a desenvolver os aspectos referidos, o presente trabalho está organizado em secções distintas. Na secção 2 abordar-se-ão os principais aspectos metodológicos que se prendem com a descrição dos dados (apresentação do ECHP, da amostra utilizada e das variáveis seleccionadas para a análise), com a explicitação dos modelos em estudo – que representam várias abordagens metodológicas ao conceito de satisfação no trabalho – e com uma breve descrição dos LGCM, nomeadamente no que diz respeito à sua aplicação a variáveis ordinais e também no que concerne aos aspectos mais específicos em termos de parametrização dos modelos em análise. Na terceira secção serão apresentados os principais resultados tanto da estimação de trajectórias de satisfação não condicionadas como também das trajectórias condicionadas, ou seja, explicadas por outros factores que não a passagem do tempo. Na secção 4 serão apresentadas as principais conclusões deste trabalho quer a nível metodológico quer substantivo.

## 2 METODOLOGIA

Nesta secção far-se-á uma breve descrição dos dados utilizados neste estudo bem como das variáveis a incluir na análise. Procurar-se-ão ainda explorar várias abordagens metodológicas ao conceito de satisfação no trabalho através, nomeadamente, de análises factoriais confirmatórias. Por fim, tentar-se-ão apresentar, ainda que de forma sucinta, os procedimentos inerentes aos *latent growth curve models* (LGCM), designadamente quando se opera com variáveis de tipo ordinal, como é o caso das variáveis de interesse para este estudo.

### 2.1 DADOS

Nesta análise serão utilizados os dados portugueses do *European Community Household Panel* (ECHP). Este é um inquérito longitudinal aplicado em 12 estados membros da União Europeia (Bélgica, Dinamarca, Alemanha, Grécia, Espanha, França, Itália, Irlanda, Luxemburgo, Holanda, Portugal e Reino Unido), entre 1994 e 2001, com uma periodicidade anual, que surge após uma tentativa frustrada de harmonização dos *outputs* de inquéritos ao rendimento e às condições de vida dos vários estados membros. Optou-se então por lançar um inquérito específico na UE, ainda que com alguma flexibilidade de adaptação aos sistemas nacionais. Nele são abordados temas como rendimento, situação financeira, alojamento, equipamentos, emprego, formação e educação, saúde, relações sociais e migrações, contendo ainda inúmeras questões de caracterização sociodemográfica. O ECHP fornece um painel de dados de agregados familiares, mas também de indivíduos, o que permite acompanhar estas unidades de análise ao longo dos vários anos de aplicação do inquérito.

O objectivo do ECHP é caracterizar a população da UE ao nível dos agregados familiares e dos indivíduos. Pretende ser representativo, quer seccional quer longitudinalmente, com as mudanças na população ao longo do tempo a serem reflectidas na evolução continuada da amostra – através dos nascimentos nos agregados que fazem parte da amostra e da formação de novos agregados a partir da divisão de outros já existentes (Peracchi, 2000: 64).

Tudo isto faz do ECHP um instrumento único de comparação das dinâmicas sociais ao nível da EU, fornecendo informação sobre as relações e transformações ao longo do tempo numa escala micro.

A título de exemplo, em 1994, primeiro ano de aplicação do inquérito, foram entrevistados, no conjunto dos 12 estados membros, cerca de 60.500 agregados representativos a nível nacional, o que corresponde a aproximadamente 130.000 indivíduos com 16 ou mais anos.

No presente trabalho serão analisados os dados portugueses das 4 últimas *waves*, informação recolhida entre 1998 e 2001. A tabela 1 apresenta a dimensão total da amostra portuguesa nas *waves* em estudo.

**Tabela 1 – Dimensão da amostra portuguesa do ECHP**

<b>ano</b>	<b>indivíduos</b>
1998	11.412
1999	11.250
2000	11.054
2001	10.915

Como já foi referido anteriormente, este painel, por ser representativo de vários estados membros, permite análises comparativas entre países. No entanto, neste trabalho serão utilizados apenas os dados relativos a Portugal uma vez que o Instituto Nacional de Estatística português só disponibiliza os dados nacionais e o EUROSTAT, que gere o ECHP, remete os potenciais utilizadores para os INE de cada país. É ainda de referir que o ECHP foi descontinuado em 2001, sendo este o último ano de aplicação. Este foi substituído pelo Inquérito às Condições de Vida e Rendimento das Famílias (EU-SILC), aplicado em Portugal desde 2004; no entanto, não só não se dispõe ainda de *waves* suficientes deste novo painel para a realização de um estudo longitudinal com as características pretendidas como também não parecem estar contempladas no novo questionário muitas das questões colocadas no ECHP nomeadamente ao nível da satisfação no trabalho.

Uma vez que as bases de dados de cada ano do ECHP são fornecidas em separado, foi necessário concatenar todas as *waves* numa única base de dados, seleccionando apenas as variáveis relevantes para o estudo<sup>5</sup>.

De forma a ter apenas indivíduos que tivessem participado em todas as *waves*, caso se venha a querer ter em conta o desenho amostral ou fazer análises que contemplem todos os momentos de observação, seleccionaram-se os casos com respostas válidas nas variáveis de satisfação com as várias dimensões do trabalho entre 1994 e 2001<sup>6</sup>. Considerou-se ainda que só seriam casos de interesse os indivíduos que trabalhassem 15 ou mais horas semanais e que estivessem em idade activa (entre os 16 e os 64 anos), dado que os indivíduos com idade superior se caracterizam sobretudo por serem indivíduos reformados que mantêm ainda algum tipo de actividade mas que, por isso mesmo, têm uma fraca ligação ao mercado de trabalho. Desta forma, obteve-se uma amostra final de 2477 indivíduos.

As variáveis centrais neste trabalho são as variáveis relativas ao indicador genérico de satisfação (*overall job satisfaction*) e as que dizem respeito à satisfação com as várias dimensões do trabalho: rendimento, segurança de emprego, tipo de trabalho, horário de trabalho (diurno, nocturno, por turnos, etc.), número de horas de trabalho, condições e ambiente no local de trabalho e distância a que vive do local de trabalho. Por motivos que serão explicitados mais adiante, esta última não será contemplada na modelação da trajectória. Estas variáveis foram medidas numa escala de tipo Likert de seis pontos, onde o código “1” corresponde a “totalmente insatisfeito” e “6” a “totalmente satisfeito”<sup>7</sup>.

Como se pode observar pela repartição das percentagens de resposta em cada categoria nos vários anos considerados (ver figuras 1 a 7), a satisfação com o rendimento é aquela que parece ter a distribuição mais enviesada negativamente, *i.e.*, os indivíduos parecem estar menos satisfeitos com o salário do que com qualquer uma das outras dimensões do trabalho. Aliás, como refere Clark (1996: 204), a probabilidade de se manifestar elevada satisfação com o salário é comparativamente menor para a satisfação com o trabalho em si ou com o trabalho de uma forma geral,

---

<sup>5</sup> Para um correcto manuseamento da base de dados e análise do seu conteúdo foram consultados os documentos disponibilizados pelo EuroPanel Users Network (2005) e pelo EUROSTAT (2003a, 2003b).

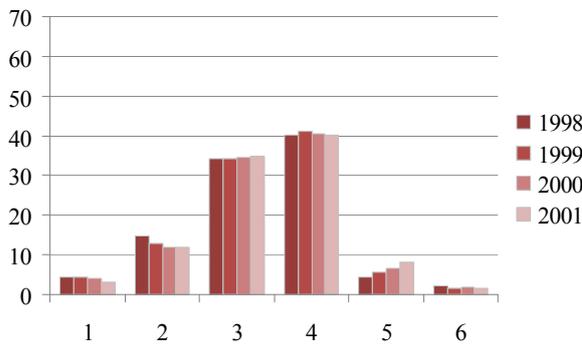
<sup>6</sup> A questão dos casos omissos não será abordada neste trabalho.

<sup>7</sup> Nomenclatura utilizada na versão portuguesa do questionário (INE, 2001).

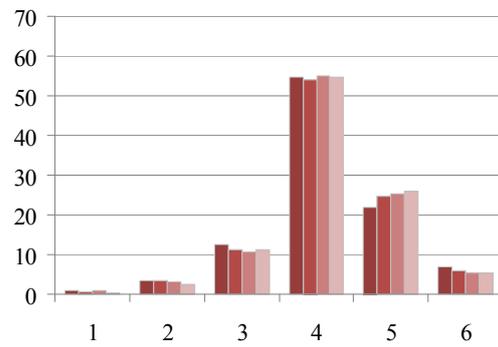
mesmo controlando algumas variáveis importantes como o sexo, o rendimento, a idade, o estado civil, o nível de instrução ou o número de horas de trabalho por semana.

Por outro lado, as facetas com as quais os trabalhadores se dizem mais satisfeitos são o tipo e as condições de trabalho (percebe-se isto ao somar as percentagens relativas dos 3 níveis mais elevados de satisfação).

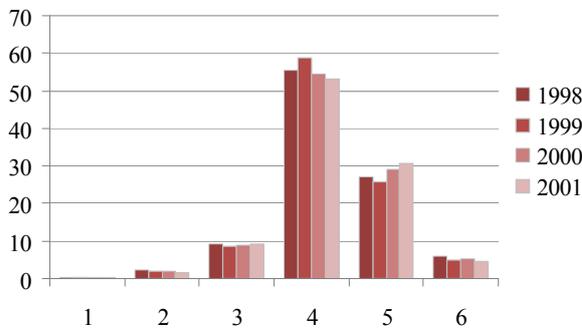
**Figura 1 – Distribuição da satisfação com o rendimento (%)**



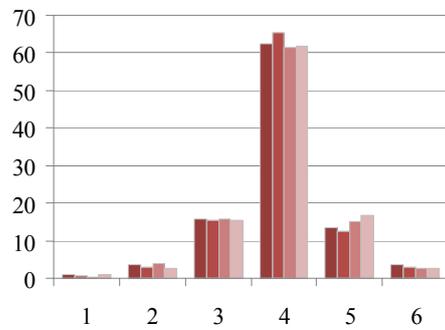
**Figura 2 – Distribuição da satisfação com a segurança (%)**



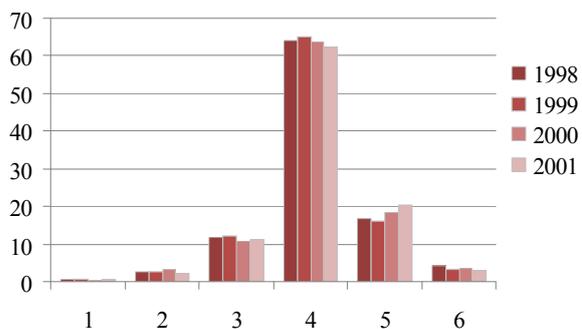
**Figura 3 – Distribuição da satisfação com o tipo de trabalho (%)**



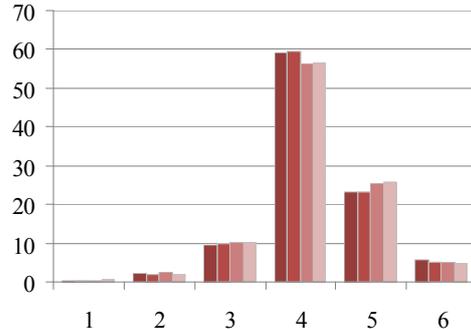
**Figura 4 – Distribuição da satisfação com o número de horas de trabalho (%)**



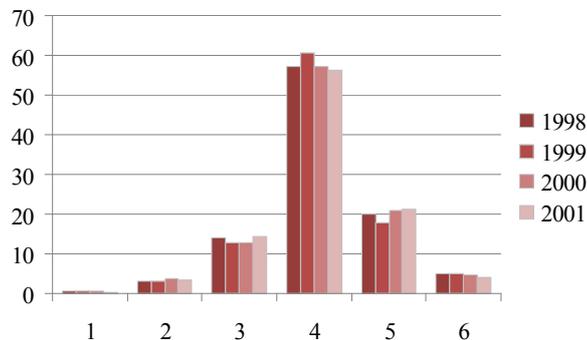
**Figura 5 – Distribuição da satisfação com o horário de trabalho (%)**



**Figura 6 – Distribuição da satisfação com as condições de trabalho (%)**



**Figura 7 – Distribuição do indicador genérico da satisfação com o trabalho (*overall*) (%)**



Em termos de evolução ao longo dos quatro anos em análise, não se consegue perceber de forma clara se existe ou não uma tendência.

Como já foi referido, tentar-se-á ainda perceber se existem ou não factores<sup>8</sup> que tenham efeito tanto no valor inicial (em 1998) de satisfação dos indivíduos, como na trajectória de satisfação dos mesmos ao longo dos anos considerados. Com efeito, os estudos que têm por base o ECHP apresentam uma multiplicidade de determinantes significativos da satisfação laboral. Os mais comuns são o sector de actividade (público ou privado), a idade, a percepção relativamente ao estado de saúde, o tipo de contrato de trabalho, o número de horas de trabalho, o nível de instrução, o estado civil, o facto de o indivíduo se considerar sobrequalificado para as funções que desempenha e o sexo<sup>9</sup>. No entanto, as conclusões retiradas das diversas análises efectuadas nos vários países onde o ECHP é aplicado nem sempre podem ser generalizadas para os restantes países. Como concluem Vieira *et al.* (2004: 5), não se encontra nos dados portugueses evidência de que haja uma diferença ao nível da satisfação com o trabalho entre homens e mulheres (à excepção da satisfação com o salário, que parece ser mais elevada nas mulheres<sup>10</sup>). Por outro lado, não se encontra

<sup>8</sup> Para a consulta de todas as variáveis em análise, ver Anexo 6.1.

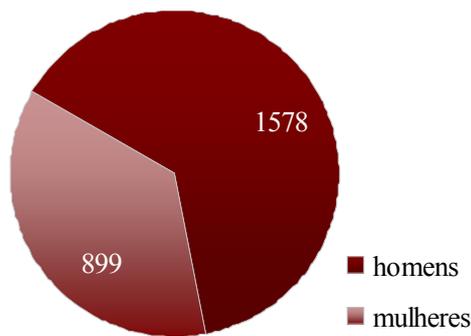
<sup>9</sup> Relativamente a este determinante, Clark defende que as mulheres apresentam níveis mais elevados de satisfação com o trabalho. E isto verifica-se mesmo apesar dos seus salários serem, de forma global, mais baixos que os dos homens, dos trabalhos serem piores em termos de contratação e despedimento, de conteúdo, de oportunidades de promoção e de assédio sexual. A explicação para este aparente paradoxo parece residir na importância das expectativas relativamente ao bem-estar: “*those who expect less from working will be more satisfied with any given job*” (Clark, 1997: 342).

<sup>10</sup> D’Addio *et al.* (2003) chegam à mesma conclusão relativamente à capacidade discriminante do sexo. Consideram ainda, numa análise entre países, que as conclusões de Clark acerca da diferença de satisfação no trabalho entre sexos, mais elevada nas mulheres, não podem ser replicadas para a

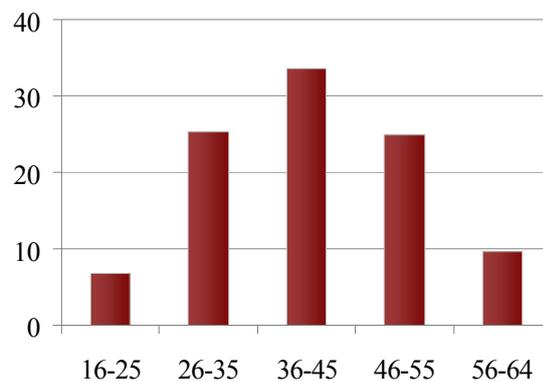
igualmente relação entre a satisfação e o nível de instrução. No estudo destes autores<sup>11</sup>, as variáveis mais decisivas são a percepção do estado de saúde, o tipo de contrato, o sector e a idade. Assim, no presente trabalho serão testados alguns dos determinantes mais utilizados e ainda os que já se mostraram significativos no contexto dos dados portugueses. Será por isso conveniente perceber a distribuição de cada uma dessas variáveis na amostra recolhida.

A sub-amostra em estudo de 2477 indivíduos contempla 1578 homens e 899 mulheres (ver figura 8). No que diz respeito à idade (ver figura 9), observa-se que o escalão dos 36 aos 45 anos representa a maior parte dos indivíduos e que os mais novos e os mais velhos são aqueles que menor peso têm nesta amostra.

**Figura 8 – Distribuição por sexo (N)**



**Figura 9 – Distribuição por escalões etários (%)**



Pela sua natureza, as variáveis sexo e escalão etário serão modeladas como invariantes ao longo do tempo.

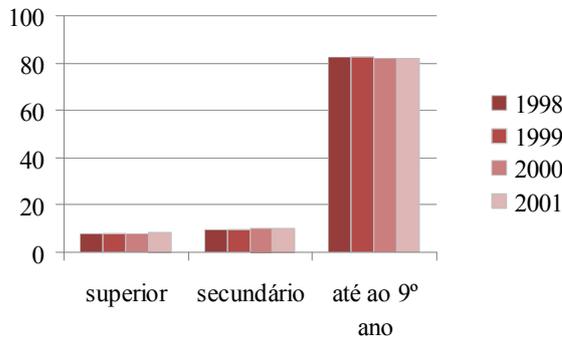
Do total de 2477 indivíduos, cerca de 80% não tem um nível de instrução superior ao 9º ano, percentagem que se mantém mais ou menos constante entre 1998 e 2001 (ver figura 10). No que diz respeito ao estado civil, a maior parte dos inquiridos são casados e apenas uma pequena parte tem outro estado (separado, divorciado ou viúvo) – ver figura 11.

---

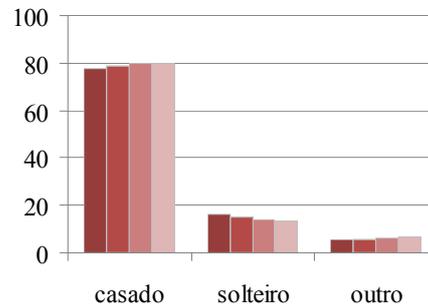
Dinamarca, Holanda e Portugal. Aliás, na Holanda e em Portugal, as mulheres parecem estar menos satisfeitas que os homens.

<sup>11</sup> Nesse estudo foram utilizadas as seis primeiras *waves* dos dados portugueses do ECHP, entre 1994 e 1999.

**Figura 10 – Distribuição por nível de instrução (%)**

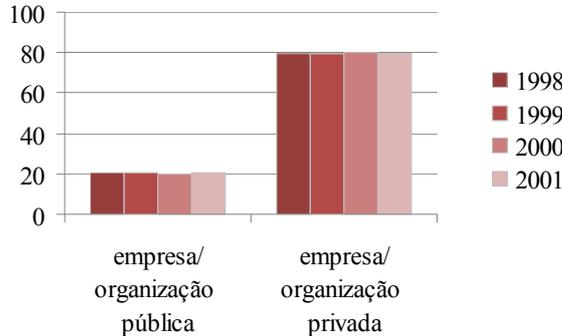


**Figura 11 – Distribuição por estado civil (%)**

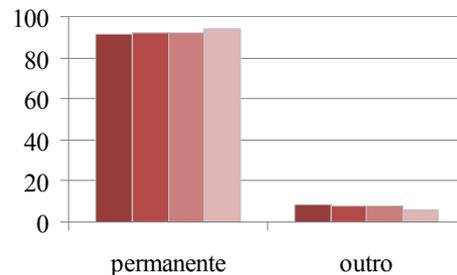


A maioria dos indivíduos trabalha em empresas ou organizações privadas, proporção que se mantém ao longo dos quatro anos em análise (ver figura 12). Esta tendência é semelhante na variável que dá conta do tipo de contrato detido pelos trabalhadores (ver figura 13), sendo que a maioria tem um contrato de trabalho permanente.

**Figura 12 – Distribuição do sector de actividade (%)**



**Figura 13 – Distribuição do tipo de contrato (%)**

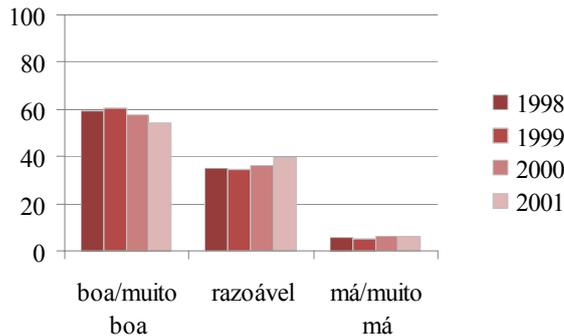


Assim, as variáveis “sector de actividade” e “tipo de contrato” serão modeladas como invariantes ao longo do tempo, já que a variação entre os quatro momentos é muito reduzida.

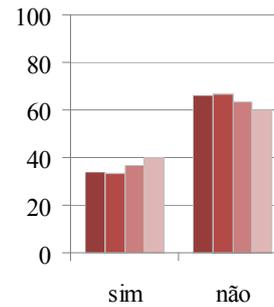
No que concerne à percepção dos indivíduos relativamente ao seu estado de saúde, refira-se uma diminuição da percepção da saúde como ‘boa/muito boa’ sobretudo em prol da apreciação ‘razoável’ (ver figura 14). Fazendo referência ainda a percepções dos inquiridos, desta vez no que diz respeito à noção de sobrequalificação para o desempenho das funções actuais (ver figura 15), pode dizer-se que esta será a variável

que maior variabilidade apresenta entre os 4 períodos em análise. Ainda assim, em qualquer um dos momentos, a maioria dos indivíduos não considera estar sobrequalificado para as tarefas que desempenha.

**Figura 14 – Distribuição da percepção acerca do estado de saúde (%)**



**Figura 15 – Distribuição da percepção da sobrequalificação, relativamente ao trabalho desempenhado (%)**



## 2.2 MODELOS EM ANÁLISE

Tendo em conta as várias abordagens metodológicas à operacionalização do conceito da satisfação no trabalho, as diversas conclusões a que vários autores chegam não permitem perceber com clareza qual a melhor aproximação. Assim, optou-se por testar várias abordagens e modelá-las com recurso a LGCM tentando perceber, por um lado, se existem diferenças entre elas em termos de trajectória de evolução temporal e, por outro, se existem determinantes diferenciados tanto para o *status* inicial como para o ritmo da trajectória consoante a estrutura considerada.

Deste modo, tal como já referidos anteriormente, pode pensar-se em três modelos de análise diferenciados. De acordo com Clark (1997), faz sentido utilizar o indicador genérico de satisfação já que este parece, segundo o autor, espelhar bastante bem o *score* conjunto das várias dimensões do trabalho. Esta é, aliás, a variável mais utilizada nos vários trabalhos consultados no âmbito da análise desta problemática. A satisfação *overall* constituirá, desta feita, um dos modelos a serem considerados no presente estudo. Uma outra abordagem passa por considerar não a variável de *overall job satisfaction* mas sim as várias variáveis de satisfação com dimensões específicas

do trabalho, presentes no ECHP. A modelação destas variáveis foi feita através de duas análises factoriais confirmatórias distintas, que serão explicitadas no ponto seguinte<sup>12</sup>. De facto, não é clara, a partir dos estudos consultados, qual a estrutura factorial que melhor resume estes dados. Assim, optou-se por seguir duas propostas analíticas diferentes: uma que considera apenas um factor latente e outra que resume as variáveis de partida em dois factores distintos.

### 2.2.1 *Análise factorial confirmatória*

Para os dados do ECHP (bem como para os do BHPS) são sugeridas na literatura estruturas factoriais que consideram um e dois constructos. Partiu-se então de duas propostas. A primeira sugere que se agrupem as variáveis de partida em dois factores. Tal como Rose os define,

*“there are extrinsic factors, which have to do with the economic and material rewards of employment; and secondly, there are intrinsic factors which relate to the demands of the work tasks, workplace discipline, and other ‘quality of worklife’ aspects of a job”* (Rose, 1999: 7).

Este foi o ponto de partida para a primeira análise factorial confirmatória<sup>13</sup>. Numa tentativa de enquadrar as variáveis disponíveis no ECHP nesta dicotomia, pode pensar-se nos factores extrínsecos como influenciando a satisfação com o salário e com a segurança e nos intrínsecos como influenciando a satisfação com o tipo de trabalho, o número de horas de trabalho, os horários, as condições e a distância ao local de trabalho.

Seguindo então a sugestão de Rose, testou-se uma solução bifactorial com as sete variáveis já enunciadas. No entanto, optou-se por considerar um modelo de medida com apenas 6 das 7 variáveis de satisfação com o trabalho presentes no questionário,

---

<sup>12</sup> Numa análise exploratória, foram testadas inúmeras estruturas factoriais alternativas tanto em LISREL 8.80 como em SPSS 15.0 (CATPCA, por ser mais adequada ao tipo de variáveis em análise - ordinais). As que se apresentam foram as consideradas como melhores.

<sup>13</sup> Rose operacionaliza a distinção entre factores intrínsecos e extrínsecos com base em dados do BHPS. Apesar das variáveis de satisfação com as várias facetas do trabalho presentes neste inquérito não serem exactamente iguais às do ECHP, procurou-se seguir a mesma lógica e adaptar a estrutura factorial proposta por Rose às variáveis utilizadas no presente estudo.

ou seja, satisfação com o salário, segurança, horários, condições, tipo de trabalho e número de horas de trabalho. Esta decisão ficou a dever-se ao facto de, por um lado, os modelos testados com as 7 variáveis manifestas (as seis referidas mais a satisfação com a distância ao local de trabalho) terem um pior ajustamento que os modelos onde se utilizavam apenas as seis<sup>14</sup> e, por outro lado, nos estudos publicados sobre este tema, raramente se encontram referências à satisfação com a distância ao local de trabalho, o que leva a crer que esta faceta não será determinante na definição do espaço de satisfação com o trabalho. Para além disto, a variável que diz respeito à satisfação com a distância ao local de trabalho tem pesos factoriais muito baixos na variável latente que a mede. As estimativas dos parâmetros do modelo proposto, com dois factores, constam da tabela 2; as medidas de bondade do ajustamento são apresentadas na tabela 3.

Tabela 2 – Estimativas estandardizadas dos pesos do modelo bifactorial

		1998	1999	2000	2001
<b>Factores extrínsecos</b>	<b>Salário</b>	0,53	0,57	0,59	0,60
	<b>Segurança</b>	0,77	0,78	0,81	0,82
	<b>Tipo de trabalho</b>	0,77	0,81	0,79	0,81
<b>Factores intrínsecos</b>	<b>Nº de horas</b>	0,79	0,80	0,80	0,84
	<b>Horários</b>	0,82	0,80	0,81	0,83
	<b>Condições</b>	0,70	0,72	0,72	0,71

Tabela 3 – Medidas de bondade do ajustamento do modelo bifactorial

	1998	1999	2000	2001
<b>CFI</b>	0,924	0,930	0,925	0,940
<b>TLI</b>	0,945	0,950	0,946	0,957
<b>RMSEA</b>	0,198	0,196	0,207	0,208

A estrutura bifactorial encontra-se validada em todas as *waves*. À excepção da satisfação com o salário, todos os *loadings* são superiores a 0.7, em todos os momentos de observação (note-se que o mesmo acontece na estrutura unifactorial, como se verá mais adiante). É natural que a variável de satisfação com o salário seja a

<sup>14</sup> Para uma consulta dos modelos testados em LISREL, ver Anexos 6.2 e 6.3.

que menos depende do factor latente, já que é um tema muito específico e geralmente muito sensível. Bastará olhar para a distribuição desta variável para perceber que é a que apresenta valores mais baixos quando comparada com as restantes. Para além disto, é ainda de notar que a questão da satisfação com o rendimento dependerá não só do rendimento auferido como também do rendimento por comparação a um grupo de referência (Clark *et al.*, 2007). Estas e outras questões tornam a análise das especificidades da satisfação com o salário o ponto central de uma série de estudos e artigos consultados.

A segunda proposta sugere a utilização de um indicador único. Albert e Davia (2005) constroem um índice de satisfação, via Análise de Correspondências Múltiplas, com base nas 7 variáveis de satisfação com o trabalho presentes no ECHP e com ainda outras 4 mais genéricas (satisfação com a situação financeira, a habitação, o lazer e o trabalho). Já Leontaridi e Sloane (2003) utilizam uma Análise em Componentes Principais para encontrar uma dimensão única de satisfação com o trabalho. No presente estudo procedeu-se a uma análise factorial confirmatória com um factor latente. Note-se que, para ser possível a comparação com o modelo anterior, este modelo não contempla a variável de satisfação com a distância ao local de trabalho. Os resultados obtidos são os apresentados nas tabelas 4 e 5.

**Tabela 4 – Estimativas estandardizadas dos pesos do modelo unifactorial**

	1998	1999	2000	2001
<b>Salário</b>	0,49	0,51	0,56	0,56
<b>Segurança</b>	0,68	0,69	0,74	0,74
<b>Tipo de trabalho</b>	0,77	0,80	0,79	0,81
<b>Nº de horas</b>	0,79	0,80	0,79	0,84
<b>Horários</b>	0,82	0,80	0,80	0,83
<b>Condições</b>	0,70	0,71	0,72	0,71

**Tabela 5 – Medidas de bondade do ajustamento do modelo unifactorial**

	1998	1999	2000	2001
<b>CFI</b>	0,918	0,921	0,917	0,932
<b>TLI</b>	0,949	0,951	0,948	0,958
<b>RMSEA</b>	0,192	0,195	0,204	0,208

Comparando as duas abordagens à satisfação no trabalho (uni e bifactorial), não se pode dizer, em termos de estimativas, que alguma delas seja incomparavelmente melhor que a outra. Ainda assim, pode observar-se que o modelo bifactorial apresenta, para a variável considerada como a mais problemática, pesos mais elevados. Isto sugere que dois factores explicarão melhor a estrutura dos dados observados relativamente a uma solução unifactorial, apesar desta conclusão não se reflectir nos

valores das medidas de ajustamento<sup>15</sup>. De facto, no que respeita à satisfação com o salário e com a segurança, os pesos factoriais são bem mais elevados quando se considera que estes constituem um constructo independente<sup>16</sup>.

Note-se também que as estimativas geradas pelo LISREL são muito semelhantes às aqui apresentadas, obtidas através do Mplus. Existem, aí sim, grandes diferenças em termos dos valores de bondade do ajustamento do modelo. Em LISREL obtêm-se valores de ajustamento muito mais favoráveis que em Mplus. Ainda que as medidas utilizadas por um e por outro *software* sejam as mesmas, é provável que não sejam calculadas da mesma forma, sobretudo no que diz respeito ao RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) cujos valores são bastante díspares quando se comparam os resultados gerados em Mplus e LISREL.

É ainda importante referir que todas as análises factoriais confirmatórias tiveram em conta a natureza das variáveis. Uma vez que as variáveis em estudo são de tipo ordinal, foi necessário ter em conta este facto na estimação das matrizes que estão na base da obtenção dos resultados apresentados. Em Mplus, o procedimento é bastante simples: dando apenas a indicação de quais as variáveis ordinais no modelo, o *software* adapta os procedimentos, calculando automaticamente a matriz de correlações policóricas, a mais adequada quando estamos perante variáveis ordinais. Modelar a mesma estrutura em LISREL implica pedir, antes da análise, o cálculo da matriz de correlações policóricas e da matriz de variâncias e covariâncias assintóticas dessas mesmas correlações. Independentemente do *software* utilizado, estes procedimentos são necessários na medida em que não é recomendável o cálculo de correlações de Pearson entre variáveis categoriais. Assim, partindo do pressuposto que existe uma variável contínua subjacente a cada variável ordinal, calcula-se uma matriz de correlações não com os valores observados mas sim tendo em conta as proporções de resposta em cada categoria de cada variável.

Uma vez definidos os modelos de base a serem utilizados na modelação das trajectórias de satisfação no trabalho com recurso a *latent growth curve models*, torna-se agora necessário tentar perceber de que forma estes últimos operam e quais as suas vantagens relativamente às técnicas mais comumente utilizadas.

---

<sup>15</sup> Note-se que não é possível a comparação dos dois modelos (uni e bifactorial) através da medida adequada – AIC (*Akaike Information Criterion*) – uma vez que, para modelos com variáveis ordinais, o Mplus não a disponibiliza.

<sup>16</sup> Retiram-se as mesmas conclusões para a estimação em LISREL.

### **2.3 MODELOS DE TRAJECTÓRIA LATENTE (*LATENT GROWTH CURVE MODELS*)**

Os modelos de trajectória latente assentam na ideia base de que as pessoas mudam ao longo do tempo mas não necessariamente todas da mesma forma ou com o mesmo ritmo.

Apesar de só a partir de 1984 se poder falar de modelos de trajectória latente, a questão da mudança e a necessidade de encontrar modelos que a expliquem é bem anterior. No início do séc. XIX, Gompertz começa por tentar chegar a um modelo matemático que encontre uma única trajectória explicativa das trajectórias das taxas de mortalidade, acabando por propor a utilização de funções polinomiais para prever as taxas de mortalidade. Também Verhulst, um pouco mais tarde mas ainda no mesmo século, tentou desenvolver modelos matemáticos de crescimento da população ao longo do tempo. Já Quetelet parece avançar um pouco ao defender que as diferenças de desenvolvimento humano podem ser função não só do tempo mas de outros factores. No entanto, e apesar destas poderem ser consideradas como as bases teóricas da modelação de trajectórias, não se podia ainda falar de estimação de diferenças individuais relativamente à mudança verificada no grupo. O principal objectivo era o de encontrar as melhores estimativas que permitissem definir leis gerais de crescimento e de desenvolvimento válidas para todos os indivíduos. No início do séc. XX começam já a ser usadas funções de crescimento mais complexas como sejam curvas polinomiais não lineares e logísticas. Apesar disto, o principal objectivo continuava a ser o de traçar trajectórias únicas que descrevessem da melhor forma possível processos de conjunto. Já os trabalhos de Wishart e Griliches, no segundo terço do séc. XX, procuraram estimar trajectórias individuais permitindo assim que se percebessem as diferenças observadas entre as várias trajectórias individuais, entrando também com outras variáveis explicativas, predictoras dessas mesmas diferenças.

Em meados dos anos 50 do século passado avança-se então para a análise das trajectórias enquadradas no contexto dos modelos com variáveis latentes. Isto significa então que as trajectórias passam a ser encaradas como processos que não são directamente observados mas antes indirectamente medidos através de medidas repetidas. Segundo Bollen e Curran (2006), Baker foi o primeiro a propor o uso de variáveis latentes com a análise factorial para a modelação das trajectórias. A análise factorial era então considerada útil na medida em que reduzia a complexidade das

medidas repetidas a apenas alguns factores latentes que permitiriam analisar os padrões de mudança. Mas apenas em 1984 foi proposta a modelação das trajectórias no contexto da análise factorial confirmatória. O trabalho de Meredith e Tisak assentou nas potencialidades dos modelos de equações estruturais (SEM<sup>17</sup>) para estimar e testar uma variedade de modelos de trajectória latente. Um dos princípios básicos dos SEM é o de que existe um factor latente, não observado, que explica a estrutura de associações entre os indicadores manifestos. Assim, o ponto de interesse não está especificamente nas medidas repetidas observadas mas sim na estrutura de associações, a qual é explicada pelos factores de trajectória latente. Aqueles autores podem assim ser considerados como os precursores da utilização de modelos de trajectórias no contexto dos SEM.

Os LGCM, por estarem integrados numa lógica de modelos de equações estruturais onde se considera a trajectória como um factor latente, partilham das várias potencialidades, mas também fragilidades, dos SEM. Ainda que sejam necessárias amostras de grande dimensão, os LGCM apresentam a possibilidade de utilização de estimadores alternativos, de cálculo de medidas de bondade de ajustamento do modelo, de modelar trajectórias de variáveis latentes e não apenas de variáveis manifestas, de modelar múltiplos processos simultaneamente ou de utilizar preditores com erro de medida.

Os factores de trajectória latente em causa não são mais do que interceptos e declives dessa mesma trajectória, que permitem avaliar médias iniciais e ritmos de mudança para cada indivíduo e para o conjunto da amostra bem como a variabilidade dos indivíduos em torno da média. “Taken together, this allows us to begin working toward the development of a comprehensive understanding of the individual and group processes of change” (Bollen e Curran, 2006: 9).

Existem três aspectos importantes a ter em consideração aquando da utilização dos modelos de trajectória latente. Em primeiro lugar, é preciso perceber quais as características da trajectória média do grupo. Ou seja, se, em média, o fenómeno muda em função do tempo ou não e, se sim, de que forma se processa essa mudança; os valores médios dos parâmetros estimados da trajectória são por vezes referidos como as componentes de efeitos fixos do modelo. Mas é também necessário fazer uma avaliação das diferenças individuais nas trajectórias. Caso estas sejam

---

<sup>17</sup> *Structural Equation Models.*

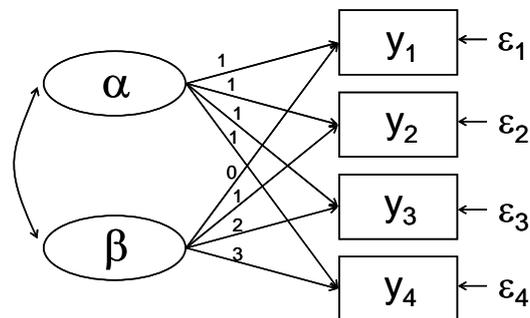
semelhantes entre indivíduos, não se justifica usar modelos que considerem as diferenças individuais uma vez que, nesse caso, a trajetória média seria uma boa representação das trajetórias individuais. As variâncias em relação à média são por vezes chamadas de componentes de efeitos aleatórios do modelo. Por último, e de forma a beneficiar do potencial da incorporação de variáveis predictoras das diferenças individuais nas trajetórias, há que perceber se existem outras variáveis, que não o tempo, com capacidade explicativa da mudança.

Assim, no modelo de trajetória latente não condicionada, é apenas tido em conta o efeito do tempo como variável explicativa, sendo o objetivo descrever a trajetória. No modelo de trajetória latente condicionada, são introduzidas variáveis explicativas da trajetória. Segue-se a formalização metodológica destes dois tipos de modelos.

### 2.3.1 Modelos de trajetória latente não condicionada (unconditional LGCM)

Os modelos de trajetória latente vão buscar a sua principal característica aos modelos de equações estruturais, ou seja, os parâmetros que definem a trajetória são tratados como variáveis latentes. Parte-se do princípio que existe uma trajetória latente que subjaz aos dados observados, trajetória essa que é definida por um intercepto e um declive. A figura 16 representa um modelo de trajetória latente não condicionada.

Figura 16 – Modelo de trajetória latente linear não condicionada



Neste exemplo são consideradas 4 medidas repetidas de natureza métrica ( $y_1$ ,  $y_2$ ,  $y_3$ ,  $y_4$ ) que representam as variáveis observadas das duas variáveis latentes: intercepto ( $\alpha$ ) e declive ( $\beta$ ) do modelo de trajetória linear. Os pesos factoriais do intercepto foram

restringidos a 1 e os do declive a 0, 1, 2 e 3. A explicação desta parametrização será apresentada mais adiante. Os valores de interesse nos modelos de trajectória não condicionada são as médias, variâncias e covariâncias daqueles factores. Assim, a média do intercepto representa o valor médio da variável em análise ( $y$ ) no primeiro momento de observação e a média do declive, o ritmo médio de mudança entre cada período de tempo. As variâncias do intercepto e do declive não são mais do que a heterogeneidade individual em torno das duas médias referidas. Por último, a covariância entre o intercepto e o declive representam a relação que se estabelece entre o *status* no momento inicial e o ritmo da mudança.

De forma genérica, este modelo é dado por

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t \beta_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

onde  $y_{it}$  é o valor da variável  $y$  para o indivíduo  $i$ , (com  $i = 1, \dots, n$ ) no tempo  $t$  (com  $t = 1, \dots, T$ ),  $\alpha_i$  é o intercepto aleatório do indivíduo  $i$ ,  $\beta_i$  o declive aleatório do indivíduo  $i$  e  $\varepsilon_{it}$  representa a parcela de erro da trajectória traçada para o elemento  $i$  no tempo  $t$ . No contexto dos LGCM,  $\lambda_t$  é uma constante que convencionalmente assume os valores de  $\lambda_1 = 0$  e  $\lambda_2 = 1$ . Os subsequentes valores de  $\lambda_t$  são utilizados de forma a incorporar trajectórias tanto lineares como não lineares: no caso da trajectória linear, a que será usada nos modelos testados mais à frente,  $\lambda_t = t - 1$ . Parametrizar  $\lambda_t$  como sendo igual a 0 permite que  $E(\alpha_i)$  represente a média das trajectórias no momento inicial, ou seja, que o intercepto reflecta o valor médio de  $y$  no primeiro período de observação. Note-se que também estão associados ao intercepto valores de  $\lambda_t$ ; no entanto, estes não aparecem na equação uma vez que são constantes e iguais à unidade, o que significa que o intercepto, o estado inicial, influencia de igual forma todas as medidas repetidas ao longo de todos os períodos de tempo considerados. Os interceptos médios e os declives médios são também parâmetros de interesse dado que são considerados para o cálculo das equações individuais:

$$\alpha_i = \mu_\alpha + \zeta_{\alpha i} \quad (2)$$

$$\beta_i = \mu_\beta + \zeta_{\beta i} \quad (3)$$

onde o intercepto individual é dado pela média dos interceptos de todos os casos mais uma perturbação. Seguindo a mesma lógica para o declive individual, este é função da

média do declive de todos os casos mais uma perturbação. Estas perturbações não são mais do que o desvio do indivíduo  $i$  à média de  $\alpha$  e de  $\beta$ , respectivamente. Assim, observa-se que foram introduzidas medidas de tendência central nas trajectórias individuais. As perturbações têm média zero e variâncias  $\psi_{\alpha\alpha}$ ,  $\psi_{\beta\beta}$  e covariância dos interceptos e dos declives  $\psi_{\alpha\beta}$ . Pressupõe-se ainda que esta perturbação não está correlacionada com  $\varepsilon_{it}$ , da equação (1). Note-se que, e apenas no modelo de trajectória não condicionada, a variância de  $\alpha$  é equivalente à variância de  $\zeta_{\alpha}$  ou  $\psi_{\alpha\alpha}$  e a variância de  $\beta$  é equivalente à variância de  $\zeta_{\beta}$  ou  $\psi_{\beta\beta}$ . Se a maior parte dos indivíduos de uma amostra apresentar interceptos e declives muito semelhantes, espera-se que  $\psi_{\alpha\alpha}$  e  $\psi_{\beta\beta}$  sejam pequenas. Pelo contrário, no caso de uma amostra mais heterogénea, espera-se valores mais elevados de variância tanto de  $\alpha$  como de  $\beta$ .

Combinando então as equações da trajectória, do intercepto e do declive, apresentadas respectivamente em (1), (2) e (3), obtém-se

$$y_{it} = (\mu_{\alpha} + \lambda_t \mu_{\beta}) + (\zeta_{\alpha i} + \lambda_t \zeta_{\beta i} + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

Este modelo combinado, que agrega três equações numa só, pode também ser denominado de equação reduzida do modelo de trajectória, por substituir os coeficientes endógenos,  $\alpha_i$  e  $\beta_i$  pelos seus determinantes exógenos e perturbações. Tem-se então a trajectória de  $y_{it}$  como função do intercepto médio, da tendência vezes o declive médio, e de uma parcela de erro compósito. Note-se que este erro compósito é heteroscedástico ao longo do tempo pela presença de  $\lambda_t \zeta_{\beta i}$ , cuja variância depende de  $\lambda_t$ . O primeiro termo entre parêntesis ( $\mu_{\alpha} + \lambda_t \mu_{\beta}$ ) é referido como a componente fixa do modelo e representa a estrutura de médias; ao segundo termo dá-se o nome de componente aleatória que reflecte as várias fontes de variabilidade individual.

Em notação matricial, o modelo de trajectória latente não condicionada pode ser escrito da seguinte forma:

$$\mathbf{y} = \mathbf{\Lambda}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (5)$$

onde  $\mathbf{y}$  representa um vector de medidas repetidas, de dimensão  $T \times 1$ ,  $\mathbf{\Lambda}$  representa uma matriz de pesos de dimensão  $T \times m$  (em que  $m$  representa o número de factores de trajectória latente – 2 se houver apenas intercepto e declive),  $\boldsymbol{\eta}$  é um vector de

dimensão  $m \times 1$  de  $m$  factores latentes e  $\varepsilon$  representa um vector de dimensão  $T \times 1$  de resíduos. À semelhança da equação definida em (4), chega-se à forma reduzida

$$\mathbf{y} = \Lambda(\boldsymbol{\mu}_\eta + \boldsymbol{\zeta}) + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (6)$$

que não é mais do que a substituição dos coeficientes endógenos pelos seus determinantes exógenos e perturbações.

A matriz de variância-covariância implícita ao modelo pode então ser expressa como

$$\boldsymbol{\Sigma} = \Lambda \boldsymbol{\Psi} \Lambda' + \boldsymbol{\Theta}_\varepsilon \quad (7)$$

onde  $\boldsymbol{\Sigma}$  corresponde à matriz de variância-covariância de  $\mathbf{y}$  e  $\boldsymbol{\Theta}_\varepsilon$  representa a estrutura de covariância de  $\varepsilon$ , as perturbações para as  $T$  medidas repetidas de  $\mathbf{y}$ , assumindo para já que os erros não estão correlacionados. Já  $\boldsymbol{\Psi}$  representa a matriz de covariância dos termos residuais ( $\boldsymbol{\zeta}$ ) das equações entre os  $m$  factores ( $\eta$ ) de trajectória latente.

O objectivo é utilizar uma série de medidas repetidas observadas para estimar uma trajectória não observada que deu origem às medidas repetidas. Assim, a trajectória é latente, é inferida a partir da estrutura de associações das medidas repetidas observadas.

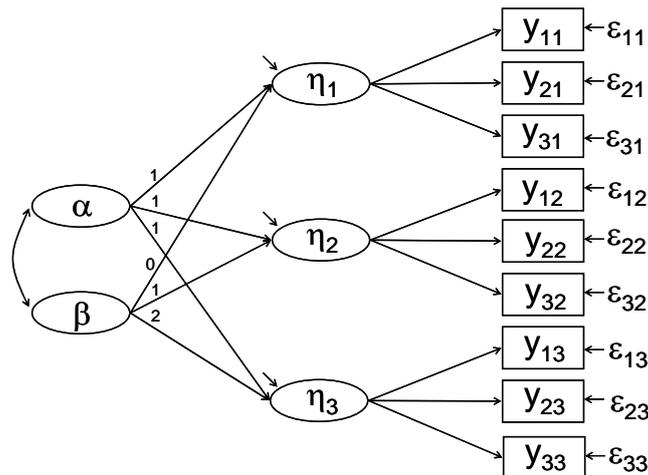
Nos LGCM são modeladas a estrutura de médias e a de variâncias-covariâncias entre as variáveis manifestas. No entanto, é imposta uma estrutura restritiva a estas médias: os interceptos das medidas repetidas são forçados a zero, sendo estimadas as médias dos factores de trajectória latente (intercepto e declive). A estrutura de covariâncias é estimada da forma usual: são estimadas as variâncias dos erros das variáveis observadas, as variâncias de cada factor de trajectória latente, intercepto e o declive, e a covariância entre eles.

Obtém-se assim exactamente os mesmos resultados que com regressões OLS (*ordinary least squares*); contudo, integrando os LGCM na abordagem SEM, ganha-se, como já foi referido, a possibilidade de utilização de estimadores alternativos, de cálculo de medidas de bondade de ajustamento do modelo, de modelar variáveis latentes e não apenas variáveis manifestas, de modelar múltiplos processos simultaneamente ou de utilizar preditores com erro de medida.

Quando o objectivo é modelar a trajectória não de medidas repetidas observadas mas sim de uma variável latente medida por vários indicadores estamos perante um

modelo de trajectória latente de segunda ordem<sup>18</sup>. A figura 17 ilustra um modelo desse tipo onde é modelada uma trajectória linear de três medidas repetidas de uma variável latente ( $\eta_1, \eta_2, \eta_3$ ), medida por três variáveis observadas ( $y_1, y_2, y_3$ ) em três momentos ( $t = 1, 2, 3$ ).

**Figura 17 – Modelo de trajectória latente linear não condicionada de segunda ordem**



As equações associadas ao modelo de segunda ordem são muito semelhantes às dos modelos que apenas consideram medidas repetidas de variáveis manifestas. Passa-se agora a ter, de um modo genérico,

$$y_{jit} = v_{jt} + \Lambda_{ji}\eta_{it} + v_{jit} \quad (8)$$

onde  $j=1,2,\dots,J$  representa o número de indicadores para o  $i$ ésimo caso no tempo  $t$ ,  $v_{jt}$  corresponde ao intercepto para o cada indicador  $j$  no tempo  $t$ , e  $v_{jit}$  é a perturbação para o  $i$ ésimo caso no tempo  $t$  no indicador  $j$ . Note-se apenas que, agora, a matriz  $\Lambda$  se refere a diferentes parâmetros. Se antes, num modelo de primeira ordem, se fixa (para uma trajectória linear e com iguais intervalos de tempo entre observações)  $\lambda_t = t - 1$ , aqui a mesma matriz vai representar os coeficientes do efeito da variável latente no indicador. Assim, a trajectória vai continuar a ser captada pela matriz  $\Psi$  mas nesta estarão também contidas as variâncias das restantes latentes e as covariâncias dos termos residuais das equações.

<sup>18</sup> Note-se que é possível encontrar várias denominações diferentes para este tipo de modelos: *curve-of-factors models*, *latent variable longitudinal curve models* ou *multiple-indicator latent curve models*. Neste trabalho será usada a designação proposta por Hancock *et al.* (2001), modelos de trajectória latente de segunda ordem, uma vez que tem uma interpretação muito imediata.

Para a estimação do modelo de trajectória latente não condicionada (com variáveis de tipo métrico) é usualmente utilizado o estimador de máxima verosimilhança (ML). Tendo em conta que a ideia que serve de base à estimação é a de que as matrizes implícitas ao modelo (estruturas de médias e de covariâncias) reproduzem o mais fielmente possível as matrizes de médias e de covariâncias observadas na população, há que encontrar estimativas que se aproximem o mais possível dos verdadeiros valores dos parâmetros; como se dispõe destes valores não para a população mas apenas para a amostra, o objectivo é  $\Sigma(\hat{\theta}) \rightarrow S$  e  $\mu(\hat{\theta}) \rightarrow \bar{y}$ , ou seja, que as variâncias e covariâncias estimadas tendam para o valor das variâncias e covariâncias amostrais e que as médias estimadas tendam para o valor das médias amostrais. O estimador ML permite que se obtenham estimativas consistentes, não enviesadas assintoticamente, assintoticamente normais e assintoticamente eficientes e é ainda robusto à violação do pressuposto de normalidade multivariada. No entanto, em caso de violação deste pressuposto, não se podem considerar fiáveis os erros-padrão e a estatística de  $\chi^2$  por ele gerados. Daí que estejam disponíveis na maioria dos *softwares* de SEM, não só estimadores alternativos (como o WLS que, apesar de não impor restrições à distribuição das variáveis, apresenta algumas limitações como a necessidade de amostras grandes e o facto de ser muito exigente computacionalmente quando se utiliza um elevado número de variáveis) como também de correcções aos erros-padrão e à estatística de  $\chi^2$  (como é o caso do ML robusto que utiliza a matriz de variâncias-covariâncias assintóticas para a estimação daqueles valores).

Coloca-se ainda a questão da identificação do modelo. Para que seja possível estimá-lo, ele deverá estar identificado, ou seja, é necessário saber se há valores únicos para os parâmetros que são determinados pela estrutura do modelo e qual a informação que de que se dispõe acerca das variáveis. Assim, para que um modelo esteja identificado, é necessário que haja, pelo menos, tantos valores conhecidos como desconhecidos. Nesse caso, não existem graus de liberdade, pelo que não pode ser aferida a bondade de ajustamento. Desta forma, é desejável que o número de valores identificados seja superior ao de incógnitas. No caso dos modelos de trajectória latente não condicionada, o número de valores conhecidos é dado por  $\frac{1}{2}T(T+3)$ . Ou seja, são conhecidas as médias, variâncias e covariâncias de  $y$ , independentemente do número

de *waves* consideradas. A título de exemplo, se fossem analisadas duas *waves*, ter-se-iam  $\frac{1}{2}2(2+3)=5$  valores conhecidos, sendo estes as médias de  $y$  em  $t_1$  e  $t_2$  [ $E(y_{i1}), E(y_{i2})$ ], as variâncias de  $y$  em  $t_1$  e  $t_2$  [ $\text{var}(y_{i1}), \text{var}(y_{i2})$ ] e a covariância entre  $y$  em  $t_1$  e  $y$  em  $t_2$  [ $\text{cov}(y_{i1}, y_{i2})$ ]. Quanto aos parâmetros desconhecidos, e considerando uma trajectória linear, existirão  $NT$  valores para a variância dos erros [ $E(\varepsilon_{it})$ ],  $T$  valores para  $\lambda_t$  e  $\frac{1}{2}m(m+3)$  valores para as médias, variâncias e covariâncias de  $\alpha$  e  $\beta$ , onde  $m$  é igual ao número total de variáveis latentes que descrevem a trajectória (que, no caso de uma trajectória linear, é igual a 2, o intercepto e o declive). Facilmente se percebe que, não impondo quaisquer restrições, o modelo não estaria, à partida, identificado. Nesse sentido, torna-se necessário impor restrições. Uma das mais comuns é assumir que os valores da tendência capturada por  $\lambda_t$  são conhecidos. Mais uma vez considerando uma trajectória linear,  $\lambda_t$  será igual a  $t-1$ , deixando assim de ser necessário estimar  $T$  tendências. Outro pressuposto é o de que as variâncias dos erros não variam de indivíduo para indivíduo apesar de poderem variar no tempo, ou seja,  $\text{var}(\varepsilon_{it}) = \text{var}(\varepsilon_t)$ . Desta forma, passam a existir apenas  $T+5$  parâmetros a estimar ( $T$  variâncias dos erros e as médias, variâncias e covariâncias do intercepto e do declive), tornando a identificação apenas possível num modelo de trajectória linear não condicionada com três ou mais momentos de observação. Isto porque, com duas *waves*, ter-se-ia  $\frac{1}{2}T(T+3)=5$  valores conhecidos e  $T+5=7$  incógnitas. Assim, três *waves* seria o número mínimo para ser possível a estimação deste modelo, com 9 valores identificados e 8 desconhecidos. Apesar de só restar um grau de liberdade<sup>19</sup>, o modelo está sobre-identificado.

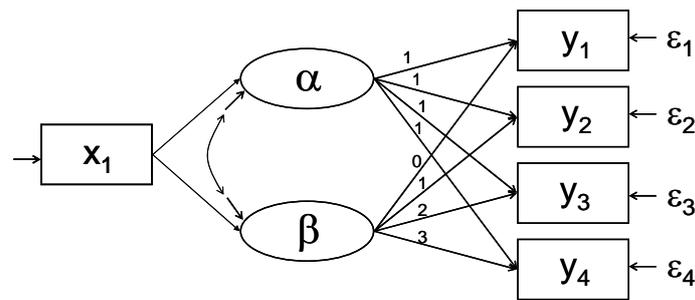
<sup>19</sup> Os graus de liberdade são dados pela diferença entre o número de valores do modelo conhecidos e o número de parâmetros desconhecidos.

**2.3.2 Modelos de trajectória latente condicionada (conditional LGCM)**

Muitas vezes, mais do que descrever trajectórias, é interessante introduzir variáveis explicativas destas mesmas trajectórias. Estas variáveis podem ser também elas variáveis latentes, medidas por múltiplos indicadores ou variáveis latentes medidas por um único (Hancock *et al.*, 2001) entrando assim no modelo a variável observada medida sem erro; estas últimas serão as utilizadas neste trabalho. É ainda de referir que as variáveis explicativas deverão ser ou métricas ou incorporadas no modelo como variáveis *dummy*.

A figura 18 procura ilustrar este tipo de modelos.

**Figura 18 – Modelo de trajectória latente linear condicionada**



Considere-se o modelo de trajectória linear não condicionada, apresentado na figura 16, onde se pretende descrever a trajectória de 4 medidas repetidas de tipo métrico. Considere-se ainda que se pretende explicar a mesma trajectória através de uma variável ( $x_1$ ), *e.g.* idade, invariante no tempo. Note-se que agora as variâncias e covariâncias do intercepto e do declive são conceptualizadas como a porção de variância e de covariância que não é explicada pela variável preditora.

Partindo do que já foi dito relativamente ao modelo de trajectória condicionada, nos modelos de trajectória latente condicionada as equações do intercepto e do declive são dadas, de modo genérico, por:

$$\alpha_i = \mu_\alpha + \gamma_{\alpha 1}x_{1i} + \gamma_{\alpha 2}x_{2i} + \dots + \gamma_{\alpha k}x_{ki} + \zeta_{\alpha i} \tag{9}$$

$$\beta_i = \mu_\beta + \gamma_{\beta 1}x_{1i} + \gamma_{\beta 2}x_{2i} + \dots + \gamma_{\beta k}x_{ki} + \zeta_{\beta i} \tag{10}$$

onde  $\mu_\alpha$  e  $\mu_\beta$  são os interceptos das equações dos interceptos e dos declives para todos os casos<sup>20</sup>,  $x_1$  a  $x_k$  (com  $k = 1, \dots, K$ , sendo  $K$  o número de variáveis explicativas introduzidas no modelo) são os preditores dos interceptos e dos declives,  $\gamma_{\alpha 1}$  a  $\gamma_{\alpha k}$  são os coeficientes de  $x_1$  e  $x_k$  na equação de  $\alpha_i$  e  $\gamma_{\beta 1}$  a  $\gamma_{\beta k}$  os coeficientes de  $x_1$  a  $x_k$  na equação de  $\beta_i$ . Estes coeficientes são interpretados exactamente como os coeficientes de um modelo de regressão linear múltipla, na medida em que fornecem a estimativa de variação de  $\alpha$  (ou de  $\beta$ ) aquando da alteração de uma unidade na variável explicativa  $x$ , mantendo tudo o resto constante. Note-se apenas que nas equações (9) e (10) as variáveis independentes são invariantes no tempo.

Há ainda a referir que  $\zeta_{\alpha i}$  e  $\zeta_{\beta i}$  não estão correlacionados com  $\varepsilon_{it}$ , com  $x_{1i}$  ou com  $x_{2i}$ .

Combinando as equações (9) e (10), é possível chegar à equação que define o modelo de trajectória latente condicionada:

$$y_{it} = (\mu_\alpha + \lambda_t \mu_\beta) + (\gamma_{\alpha 1} + \lambda_t \gamma_{\beta 1})x_{1i} + (\gamma_{\alpha 2} + \lambda_t \gamma_{\beta 2})x_{2i} + \dots + (\gamma_{\alpha k} + \lambda_t \gamma_{\beta k})x_{ki} + (\zeta_{\alpha i} + \lambda_t \zeta_{\beta i} + \varepsilon_{it}) \quad (11)$$

Pode então observar-se que a trajectória de  $y_{it}$  é função de um intercepto compósito, de coeficientes compósitos para  $x_1$  a  $x_k$  que mudam com  $\lambda_t$  e de um erro compósito cuja variância se vai alterando com  $\lambda_t$ . O último termo entre parêntesis é a componente aleatória da trajectória latente e representa as várias fontes de variabilidade individual, enquanto que os restantes termos da equação (11) se constituem como os componentes fixos.

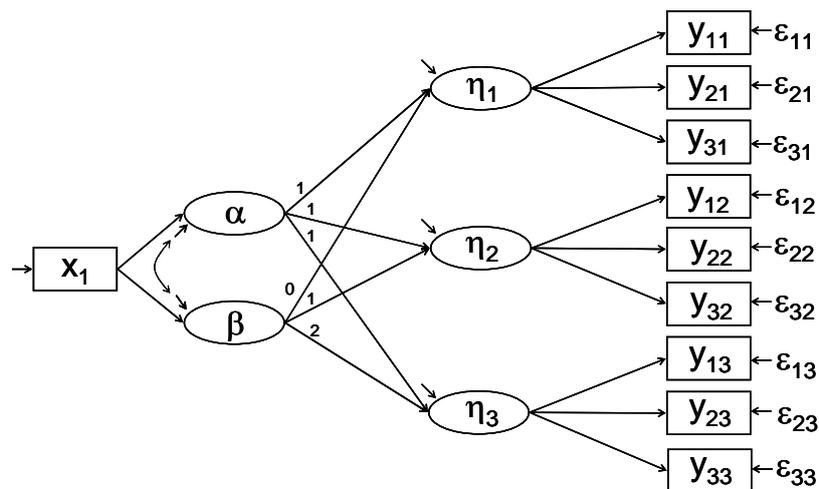
Um modelo de trajectória condicionada está sempre identificado se o modelo de trajectória não condicionada estiver identificado e se todas as variáveis exógenas forem manifestas.

Também nos modelos de trajectória latente de segunda ordem é possível incorporar variáveis explicativas dessa mesma trajectória. Este será, aliás, um dos tipos de modelação que será utilizado no presente trabalho. Um modelo de trajectória latente condicionada de segunda ordem é em tudo semelhante ao modelo de trajectória não

<sup>20</sup> Pode também dizer-se que representam os interceptos e declives médios quando as variáveis explicativas são zero.

condicionada de segunda ordem, acrescentando-lhe a estrutura explicativa, já descrita anteriormente. A figura 19 representa um modelo deste tipo, onde é modelada uma trajectória linear de três medidas repetidas de uma variável latente ( $\eta_1, \eta_2, \eta_3$ ), medida por três variáveis observadas ( $y_1, y_2, y_3$ ) em três momentos ( $t = 1, 2, 3$ ) e onde é introduzida uma variável explicativa  $x$  dessa mesma trajectória.

**Figura 19 – Modelo de trajectória latente linear condicionada de segunda ordem**



Com a parametrização adequada, é ainda possível modelar vários processos em simultâneo, ou seja, modelar a trajectória não de uma mas de, por exemplo, duas variáveis latentes de primeira ordem, como se verá mais adiante.

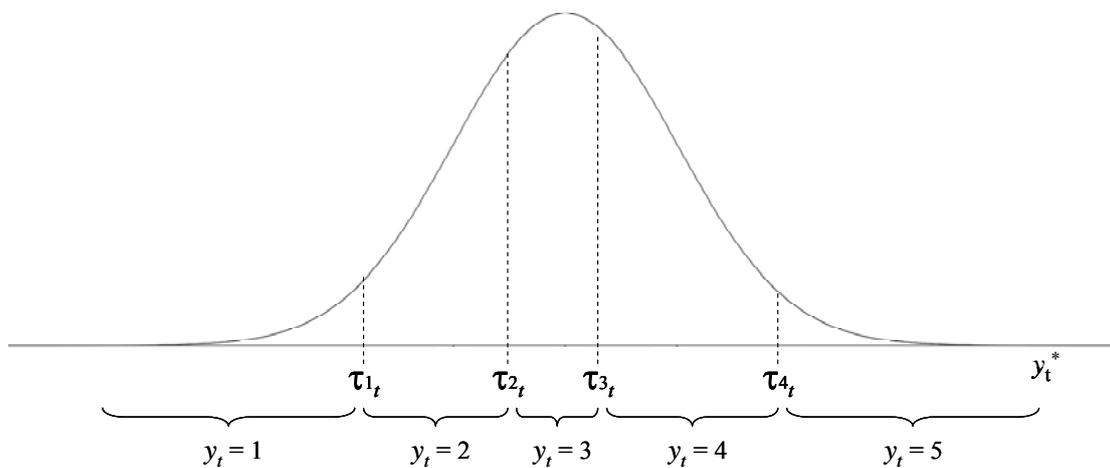
### 2.3.3 O caso particular do uso de variáveis ordinais

Como já referido anteriormente, a utilização de variáveis manifestas de tipo ordinal implica procedimentos adicionais já que não é aconselhável calcular correlações para estas variáveis da mesma forma que são calculadas para variáveis de tipo métrico.

Quando as variáveis são de tipo ordinal com muitas categorias e apresentam uma distribuição “aproximada à normal”, tratá-las como métricas não é uma solução completamente desadequada. No entanto, é sempre preferível, nas análises efectuadas, ter em consideração a verdadeira natureza da variável.

Existem então procedimentos que permitem ter em conta a escala ordinal, que se baseiam na ideia de que existe uma variável latente métrica ( $y^*$ ) subjacente à ordinal observada ( $y$ ) e que pressupõem que as variáveis contínuas subjacentes têm uma distribuição normal bivariada. De modo a fazer a ligação entre  $y$  e  $y^*$  é necessário um modelo auxiliar de *thresholds* ( $\tau$ ) que permite a correspondência entre a variável ordinal observada e a variável métrica subjacente. A figura 20 ilustra este procedimento.

Figura 20 – Variável contínua subjacente a uma variável ordinal de cinco categorias



Considerando uma variável ordinal com 5 categorias, cada *threshold* ( $\tau_1, \tau_2, \tau_3, \tau_4$ ) representa o ponto de corte na distribuição normal padrão que corresponde à proporção cumulativa de casos que ‘caem’ em cada categoria. Por exemplo, a probabilidade de a variável observada  $y$  pertencer à categoria 2 é igual à probabilidade de o valor da variável latente contínua subjacente  $y^*$  ser menor ou igual que o segundo ponto de corte  $\tau_2$  e maior que o primeiro. Generalizando,

$$\tau_{c_t-1} < y_t^* \leq \tau_{c_t} \quad (12)$$

onde  $c_t = 1, 2, \dots, C_t$  corresponde às categorias da variável  $y_t$ ,  $\tau_{c_t-1}$  e  $\tau_{c_t}$  são os *thresholds* inferior e superior da categoria  $c_t$ , com  $\tau_{0_t} = -\infty$  e  $\tau_{C_t} = +\infty$ .

Uma vez que estes *thresholds* são calculados através das proporções de casos em cada categoria, a soma das proporções de todas as categorias de uma variável é igual a 1. Assim, bastará calcular  $C-1$  *thresholds* (sendo  $C$  o número total de categorias), já que o valor da última categoria é a proporção restante.

Ao assumir que  $y^*$  segue uma distribuição normal padrão está a restringir-se a sua média a 0 e o seu desvio-padrão à unidade. Este procedimento é adequado quando se considera apenas uma variável. No caso da modelação de medidas repetidas, esta restrição faz com que a média e o desvio-padrão sejam exactamente os mesmos ao longo do tempo (0 e 1, respectivamente). Sendo o objectivo dos LGCM descrever trajectórias através das suas médias e variâncias, percebe-se que este procedimento retira aos factores latentes de trajectória todo o seu potencial explicativo. No entanto, é necessário impor restrições, caso contrário não é possível identificar o modelo. Um procedimento comum é o de restringir os *thresholds* a serem iguais para cada medida repetida, ou seja,  $\tau_{1_1} = \tau_{1_2} = \dots = \tau_{1_r}$ , para cada uma das medidas repetidas e para cada uma das  $C$  categorias. Voltar-se-á a esta questão aquando da descrição da parametrização utilizada para a estimação dos LGCM.

Através deste procedimento, que tem por base a igualdade entre  $y$  e  $y^*$ , é então possível calcular correlações, chamadas correlações policóricas, que não são calculadas a partir dos valores das variáveis manifestas ordinais mas sim a partir destas variáveis contínuas que lhes estão subjacentes, face aos *thresholds* definidos.

O estimador utilizado pelo Mplus quando se está perante variáveis de tipo ordinal é o WLSMV (*weighted least squares means and variance adjusted*) que é definido pelos criadores do *software* como “*weighted least square parameter estimates using a diagonal weight matrix with standard errors and mean- and variance-adjusted chi-square test statistic that use a full weight matrix*” (Muthén e Muthén, 2007: 484). Vários trabalhos têm mostrado que a simples substituição da matriz de covariâncias produto-momento pela de correlações policóricas não é suficiente para que o estimador de máxima verosimilhança se revele apropriado. De facto, este é um estimador que, com uma amostra de dimensão adequada, dados com distribuição normal multivariada e com as parametrizações correctas, fornece estimativas consistentes, eficientes e não enviesadas dos parâmetros e ainda erros-padrão correctos bem como ajustamento global do modelo. Quando se está perante variáveis de tipo ordinal e apesar de, de uma maneira geral, gerar estimativas consistentes, o estimador ML produz estatísticas de teste e erros padrão incorrectos. Isto porque não se pode (ou deve) utilizar uma matriz de covariâncias ou de correlações produto-momento (Pearson) com variáveis que não sejam todas elas métricas. Nestes casos, ao

trabalhar com variáveis ordinais, a melhor abordagem é a do *weighted least squares* (WLS) que estima uma matriz de pesos com base nas variâncias e covariâncias assintóticas das correlações amostrais, a qual é usada em conjunto com a matriz de correlações policóricas. No entanto, a utilização do WLS pode ser problemática dado que, quando se analisa um modelo complexo, nem sempre é possível inverter a matriz dos pesos, pelo que a função de ajustamento não consegue convergir numa solução correcta. Este estimador levanta ainda a questão da dimensão da amostra (que neste estudo não se coloca): para que as estimativas dos parâmetros sejam estáveis são necessárias amostras grandes, de modo a ser possível o cálculo de estimativas com propriedades assintóticas. Assim, este estimador tende a inflacionar as estatísticas de teste e a fornecer erros-padrão enviesados, problemas que se vão agravando à medida que a complexidade do modelo aumenta e a dimensão da amostra diminui. Dados estes problemas, o estimador WLS robusto parece ser o mais adequado uma vez que, ao usar na matriz de pesos uma diagonal calculada a partir das variâncias e covariâncias assintóticas das correlações policóricas, não necessita de inverter esta matriz. Estimados estes parâmetros, são então calculados os erros-padrão robustos. Muthén sugere ainda a utilização de um teste de  $\chi^2$  ajustado pela média e variância (daí a designação de WLSMV), muito semelhante ao proposto por Satorra e Bentler. Com este estimador, os graus de liberdade são estimados a partir dos dados em vez de serem determinados pelas especificações do modelo. Daí que, para modelos equivalentes, os graus de liberdade apresentados pelo Mplus e pelo LISREL não sejam análogos<sup>21</sup>.

#### **2.3.4 Alternativas de parametrização do LGCM com variáveis ordinais**

Tratar medidas repetidas, sobretudo quando estas medidas são factores latentes de variáveis ordinais observadas, levanta uma série de questões ao nível da parametrização do modelo.

A questão da invariância é central neste contexto. Sendo o ponto fundamental dos LGCM o estudo da mudança, é essencial perceber se essa mudança é resultado de

---

<sup>21</sup> Para mais detalhes acerca dos estimadores de máxima verosimilhança (ML), WLS e WLS robusto, ver *e.g.* Flora e Curran (2004).

alterações reais do fenómeno em análise ou se se fica simplesmente a dever a alterações das relações entre as variáveis latentes e as observadas. É, por isso, importante que exista algum grau de invariância no modelo (Bollen e Curran, 2006). Existem vários níveis de invariância a considerar.

Em primeiro lugar, é necessário lembrar que, às variáveis ordinais observadas, estão subjacentes variáveis métricas latentes. A definição de uma *scaling matrix* ( $\Delta$ ) torna possível a relação entre a estrutura de correlações de  $y$  e a de variâncias-covariâncias de  $y^*$ . Por norma, esta matriz não tem impacto já que é definida como uma matriz identidade. Igualar à unidade os *scaling factors* do primeiro momento faz apenas com que este período passe a ser a referência (Muthén e Muthén, 2007: 375). Os *scaling factors* dos restantes períodos são libertados (sujeitos a estimação) de forma a não distorcer a estrutura da trajectória. Esta é uma parametrização possível, à qual é dada a designação, em Mplus, de parametrização Delta (justamente por aplicar restrições à *scaling matrix*  $\Delta$ ). Esta foi a opção seleccionada para os modelos em análise no presente trabalho uma vez que, defendem os criadores do *software*, mostrou ter vantagens em termos de estimação do modelo relativamente à parametrização alternativa (Theta<sup>22</sup>), também disponível no Mplus.

Num modelo com múltiplos indicadores observados medidos por variáveis latentes, para definir uma métrica comum ao longo do tempo, é necessário que haja ainda “invariância de medida”<sup>23</sup>, que é garantida ao forçar tanto os *thresholds* como os pesos factoriais (matriz  $\Lambda_y$ ) a serem iguais, variável a variável, ao longo do tempo (Muthén e Muthén, 2007: 114). Forçar a invariância dos *factor loadings* das medidas repetidas faz com que se garanta que os constructos sejam comparáveis ao longo do tempo (Hancock *et al.*, 2001).

Em suma, (1) igualou-se à unidade os *scaling factors*  $\delta$  no primeiro momento de observação e (2) definiram-se como invariantes os pesos factoriais (matriz  $\Lambda_y$ ) e também os *thresholds* das medidas repetidas ao longo do tempo.

Nos modelos em análise foram ainda impostas restrições adicionais. A correlação entre os erros de medida de cada variável manifesta ao longo do tempo é uma ocorrência provável, tratando-se de medidas repetidas. Assim, assumiu-se que, por

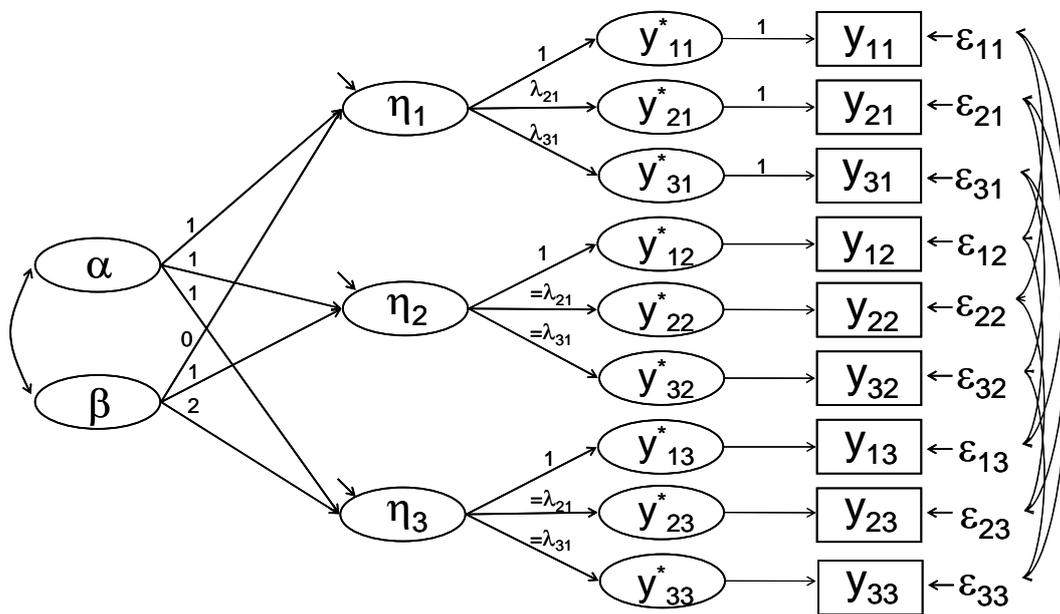
<sup>22</sup> A parametrização Theta aplica restrições não à relação que se estabelece entre  $y$  e  $y^*$  mas sim à matriz de variâncias-covariâncias dos termos residuais.

<sup>23</sup> *Measurement invariance*, no original.

não haver indícios de que as perturbações sejam estáveis, elas se poderiam correlacionar em todos os períodos, independentemente do momento em questão. Em suma, deixaram-se correlacionar os erros de medida das medidas repetidas.

Na figura 21 pretende-se ilustrar as restrições à parametrização referidas num LCGM de segunda ordem, com variáveis ordinais. Note-se apenas que não está aqui representada a restrição à igualdade dos *thresholds*.

**Figura 21 – Restrições a um modelo de trajectória latente linear não condicionada de segunda ordem com variáveis ordinais**



Ainda que sejam apresentados principalmente os resultados da modelação em Mplus, foram estudadas e comparadas as parametrizações em ambos os *softwares* – Mplus e LISREL.

Alguns autores afirmam que o LISREL não foi desenhado para efectuar este tipo de análises; no entanto, é possível replicar praticamente todo o procedimento de Mplus neste *software*, ainda que de uma forma um pouco mais complexa. A estimação em LISREL de modelos de trajectória latente com variáveis ordinais implica um procedimento em três passos distintos: (1) estimar a matriz de correlações policóricas sob a condição de *thresholds* invariantes, bem como calcular as médias e os desvios-padrão de todas as variáveis métricas subjacentes às ordinais; (2) sob a mesma condição de *thresholds* invariantes, estimar a matriz de variâncias-covariâncias

assimptóticas; e (3) estimar o modelo de trajectória latente recorrendo à informação gerada nos dois primeiros passos<sup>24</sup>.

A grande diferença entre os dois programas, no que diz respeito à parametrização referida, reside, por um lado, na restrição dos *scaling factors* e, por outro, na forma de estimação das matrizes de correlações policóricas e de variâncias-covariâncias assimptóticas sob a restrição de invariância dos *thresholds* das medidas ordinais repetidas. Em Mplus, o LGCM é estimado apenas com recurso a uma “folha” de comandos, sem que sejam necessárias mais do que duas linhas de comando específicas para as variáveis serem tratadas como ordinais e para que os *thresholds* sejam definidos como invariantes. Para a estimação do modelo em LISREL são necessários vários passos, como se viu. Já no que diz respeito aos *scaling factors*, não foi possível encontrar qualquer referência à forma de os introduzir nos modelos em LISREL. De facto, a escassez de informação concisa acerca da parametrização deste tipo de modelos obrigou a um esforço adicional de cruzamento de várias fontes.

Note-se que a parametrização em LISREL difere um pouco da utilizada em Mplus. De forma a aproximar ao máximo as duas abordagens, os modelos em LISREL foram estimados com invariância da matriz  $\lambda_y$ , com invariância de *thresholds* ao longo do tempo para cada variável e com correlação dos erros de medida de cada variável em todos os momentos.

Uma explicação detalhada das linhas de comando que permitem estimar os modelos em Mplus e em LISREL é dada nos anexos 6.8 e 6.9.

Existem, de facto, diferenças na forma de explicitar as linhas de comando nos dois *softwares*, não só por utilizarem uma “linguagem” diferente, mas também, como se viu, ao nível da própria parametrização e da complexidade dos procedimentos (relembrando que, em LISREL, a modelação dos LGCM com variáveis ordinais é efectuada em três passos, enquanto que em Mplus é apenas necessário um). No entanto, os resultados não parecem divergir grandemente, como se verá mais adiante.

---

<sup>24</sup> Para a estimação dos modelos de trajectória latente não condicionada em LISREL foram usadas como base as linhas de comandos fornecidas por Duncan *et al.* (2006). Foi ainda encontrada uma forma de simplificar o procedimento apresentado por estes autores, onde se sugere a gravação da matriz de correlações policóricas num ficheiro autónomo de modo a facilitar a sua incorporação na “folha” de comandos relativa ao 3º passo do procedimento. Esta alteração permite reduzir bastante não só o tempo dispendido na elaboração da “folha” de comandos, como também a probabilidade de erro aquando da introdução manual da referida matriz (para mais detalhes, ver Anexo 6.4).

### 3 RESULTADOS

Os resultados obtidos através da modelação de dados de satisfação no trabalho pretendem responder a várias questões. Por um lado, se existem diferenças nas trajectórias de satisfação percebida. Por outro, ao existirem diferenças significativas, perceber se essas diferenças são condicionadas apenas pela passagem do tempo ou se existem outros factores explicativos.

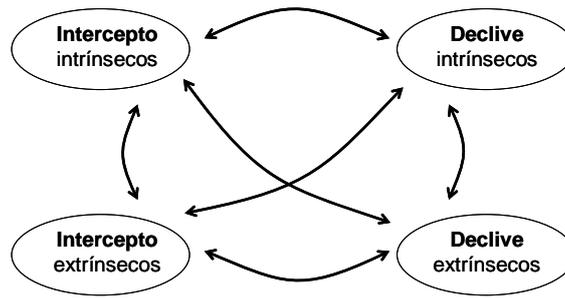
#### 3.1 MODELOS COM TRAJECTÓRIAS LATENTES NÃO CONDICIONADAS DE SATISFAÇÃO NO TRABALHO

Como se disse anteriormente, serão testados, com recurso a *latent growth curve models*, três modelos diferentes. No primeiro pretende-se modelar a trajectória do indicador genérico de satisfação com o trabalho (*overall job satisfaction*), o segundo modelo procurará modelar a trajectória da satisfação com as várias facetas do trabalho, medidas por um único factor latente. Por último, far-se-á a modelação de dois processos em simultâneo, ou seja, tentando estimar as trajectórias da satisfação com os factores intrínsecos e com os factores extrínsecos e também as relações que se estabelecem entre estas trajectórias. Os diagramas contendo a representação gráfica das trajectórias de cada um dos três tipos de modelos apresenta-se no anexo 6.5.

Mas antes de averiguar se existem diferenças significativas relativamente às estimativas de cada um dos modelos referidos, é necessário fazer algumas considerações adicionais no que diz respeito ao terceiro modelo, aquele em que se pretende estimar em simultâneo as trajectórias de dois processos. Sabendo que se terá um intercepto e um declive para cada um dos dois processos (factores intrínsecos e factores extrínsecos), foram testadas várias alternativas relativamente às relações que se estabelecem entre os quatro factores de trajectória (interceptos e declives dos factores de trajectória).

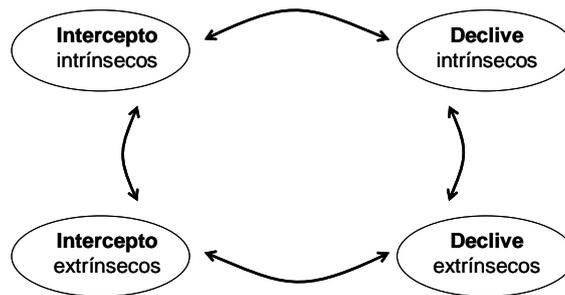
A primeira hipótese teve por base a estimação de todas as correlações entre os dois interceptos e os dois declives (figura 22).

Figura 22 – Modelo estrutural A



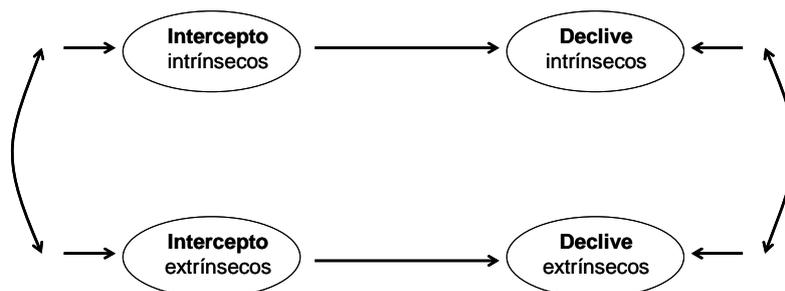
O segundo modelo tem em conta apenas as correlações entre interceptos, entre declives, entre as variáveis latentes dependentes relativas aos factores intrínsecos e entre as variáveis latentes dependentes relativas aos factores extrínsecos (Modelo B), conforme se ilustra na figura 23.

Figura 23 – Modelo estrutural B

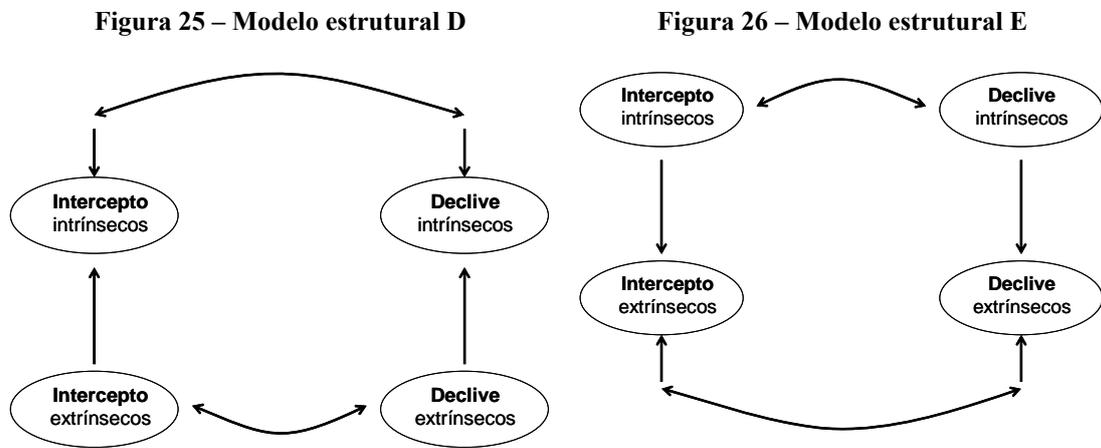


Este modelo foi equacionado no sentido de simplificar de estrutura de correlações que, pela análise do modelo anterior, parecia estar demasiado complexificada. Considerou-se ainda que entre o intercepto e o declive poderia existir uma relação de causalidade, no sentido em que *status* inicial influencia a trajectória (Modelo C - figura 24).

Figura 24 – Modelo estrutural C



Tentando obter algum fundamento teórico para testar outras estruturas, a única referência encontrada na literatura a este propósito remete para um artigo de Wernimont, que refere que os factores extrínsecos são as causas dos factores intrínsecos (1972: 175). Assim, e mantendo a covariância entre intercepto e declive (quer para os intrínsecos quer para os extrínsecos), testou-se uma dependência dos factores intrínsecos relativamente aos extrínsecos (Modelo D – figura 25). Numa perspectiva exploratória foi ainda testado o mesmo modelo mas agora com os factores extrínsecos a serem condicionados pelos factores intrínsecos (Modelo E – figura 26)<sup>25</sup>.



Se se tiver em atenção as matrizes de correlação estimadas para os diferentes modelos, percebe-se que, entre algumas das variáveis, se verificam correlações muito elevadas, na ordem dos 0.9. Contudo, apenas num dos modelos testados, não se encontram valores inadmissíveis para as correlações. Somente o Modelo B, ilustrado na figura 23, parece ser admissível, pelo que será este o modelo a comparar com o de satisfação no trabalho *overall* e com o de satisfação no trabalho medida por uma variável latente. Será igualmente este o modelo que será utilizado para a modelação de trajetórias latentes condicionadas.

Em termos de interpretação dos resultados obtidos, é necessário fazer notar que a análise das médias dos interceptos é aqui desprovida de sentido. Isto porque, como se viu anteriormente, estão a ser utilizadas não as variáveis ordinais observadas mas antes as variáveis métricas subjacentes a estas. Como já referido, estas variáveis

<sup>25</sup> Para a consulta das estimativas dos parâmetros dos vários modelos enunciados, bem como das respectivas medidas de ajustamento, ver ponto Anexo 6.6.

subjacentes estão estandardizadas e têm, por isso, média 0. Ao restringir a 1 a relação entre o intercepto e estas variáveis (o que permite que a média não tenha impacto nas medidas repetidas ao longo do tempo), facilmente se percebe que a média do intercepto não pode ser diferente de 0.

Os resultados obtidos permitem perceber que existem algumas diferenças entre os vários modelos analisados: modelação do indicador genérico de satisfação (*overall job satisfaction*) e modelação da satisfação com as várias dimensões do trabalho medidas por um e por dois factores latentes. O mais importante a reter é que existe variabilidade entre os indivíduos tanto no *status* inicial como no grau da mudança, em qualquer um dos modelos (ver tabela 6). Por exemplo, ao modelar o indicador genérico de satisfação no trabalho, chega-se à conclusão de que, apesar de não se poder assumir que o grau de mudança seja significativamente diferente entre os indivíduos (média do declive não é significativa), existe variabilidade em torno da média, quer relativamente ao *status* inicial quer em relação à taxa de mudança (variância do intercepto e variância do declive são significativas). Pode ainda perceber-se que existe uma associação negativa entre o *status* inicial e o ritmo de mudança (-0.088), significando isto que indivíduos com um maior nível de satisfação inicial tenderão a apresentar taxas de mudança mais lentas. Estas são, aliás, conclusões que se retiram também dos dois outros modelos testados.

**Tabela 6 – Estimativas dos três modelos de trajectória latente não condicionada**

	Overall	Satisf. Trabalho	Satisf. Trabalho	
	Satisf. Trabalho	Factor latente	Factores intrínsecos	Factores extrínsecos
MD slope	-0,005	0,011*	0,013	0,025*
VAR slope	0,049*	0,015*	0,035*	0,013*
VAR intercepto	0,822*	0,236*	0,475*	0,254*
COV intercepto slope	-0,088*	-0,019*	-----	-----
COV INTint INTtext	-----	-----	0,315*	
COV INTint SLOPEint	-----	-----	-0,038*	
COV INTtext SLOPEext	-----	-----	-0,003	
COV SLOPEint SLOPEext	-----	-----	0,016*	

Nota: Estimativas significativas a 5% assinaladas com (\*).

**Legenda:**

MD – média

VAR – variância

COV – covariância

slope – declive

INTint – intercepto dos factores intrínsecos

INTtext – intercepto dos factores extrínsecos

SLOPEint – declive dos factores intrínsecos

SLOPEext – declive dos factores extrínsecos

Outra conclusão interessante é a de que existe uma maior variabilidade do grau de mudança dos factores intrínsecos – aqueles que têm a ver com factores inerentes ao trabalho em si – relativamente aos factores extrínsecos, que se prendem com o rendimento e a segurança (variância do intercepto e variância do declive maiores). Ao considerar todas as facetas do trabalho como indicadores de um só factor latente, não só esta diferença deixa de poder ser avaliada, como este tipo de estrutura – unifactorial – parece fazer reduzir as diferenças individuais em relação à taxa média de mudança (a média do declive é inferior relativamente à média do declive dos factores extrínsecos). O mesmo se passa para as diferenças à média do *status* inicial, uma vez que a variância do declive é inferior à variância do declive tanto dos factores intrínsecos como dos extrínsecos.

O facto de todas as estimativas significativas do modelo relativo ao indicador genérico de satisfação serem mais elevadas que as suas correspondentes nos restantes modelos pode indicar que dificilmente todos os indivíduos estão a avaliar a mesma coisa quando lhes é perguntado se, de uma maneira geral, estão satisfeitos com o seu trabalho. Para além disto, as estimativas obtidas para os parâmetros deste modelo estão mais próximas das dos factores intrínsecos do que das dos extrínsecos. Isto pode corroborar a ideia de Rose (2001) de que existe um enviesamento deste indicador. Diz-nos o autor que o indicador *overall* está mais correlacionado com os aspectos qualitativos do trabalho do que com os aspectos materiais. De facto, parece ser essa a conclusão a que se chega com a comparação dos modelos *overall* e bifactorial.

Quanto à bondade do ajustamento dos três modelos, pode dizer-se, pelas medidas analisadas, que o modelo que contempla o indicador genérico de satisfação é o que parece ter melhor ajustamento. No entanto, é necessário ter em conta que este é um modelo mais simples, pelo que é beneficiado pelas medidas de bondade de ajustamento que penalizam modelos mais complexos, como é o caso dos dois outros modelos em questão, em que os parâmetros de interesse, intercepto e declive, são variáveis latentes de segunda ordem. As medidas de bondade do ajustamento fornecidas pelo MPlus são o *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) e *Weighted Root Mean Square Residual* (WRMR). As duas primeiras medidas comparam o ajustamento do modelo proposto com o ajustamento do modelo nulo (um modelo hipotético em que não

existem parâmetros a estimar) e ambos fazem uma correcção pelos graus de liberdade, o que faz com que as medidas sejam penalizadas em função da complexidade do modelo. Muthén (2004), reportando-se a um texto de Hu e Bentler de 1999, indica que modelos com medidas de CFI e TLI superiores a 0.95 terão um bom ajustamento. No caso dos modelos apresentados, apenas as medidas de CFI para os LGCM de segunda ordem não atingem este limiar não estando, contudo, muito distantes. Já para o RMSEA, que tem em conta o erro de aproximação à população e a precisão da medida em si mesma, ponderados pelos graus de liberdade, consideram-se valores inferiores a 0.05 como indicadores de um bom ajustamento, “sendo aceitáveis como razoáveis valores até 0.08 (Salgueiro, 2008: 50). No que diz respeito aos modelos testados, observa-se que os LGCM de segunda ordem apresentam, de acordo com esta medida, um pior ajustamento que a modelação do indicador genérico de satisfação. Mais, percebe-se também que o modelo que contempla dois factores tem um pior ajustamento, ainda que os valores sejam relativamente próximos, que o que contempla apenas um factor. É natural que assim seja uma vez que também esta medida penaliza o ajustamento pela inclusão de mais parâmetros a estimar.

**Tabela 7 – Medidas de bondade do ajustamento dos modelos de trajectória latente não condicionada**

	overall	Satisf. Trabalho 1 factor	Satisf. Trabalho 2 factores
<b>CFI</b>	0,997	0,857	0,823
<b>TLI</b>	0,999	0,983	0,979
<b>RMSEA</b>	0,030	0,089	0,101
<b>WRMR</b>	0,933	2,832	3,147

Foi ainda analisada uma outra medida de bondade do ajustamento, esta baseada nos resíduos. Perante variáveis ordinais, a medida mais adequada é o WRMR, calculado a partir do estimador WLSMV, e que, para variáveis categoriais, é dado por

$$WRMR = \sqrt{2nF_{\min} / e} \quad (13)$$

onde  $F_{\min}$  representa o mínimo da função de ajustamento  $F_{WLS}$ . Assim, valores reduzidos de WRMR indicam um bom ajustamento. Yu (2002) sugere que os valores de corte, para que se considere haver um bom ajustamento, sejam inferiores a 0.95 ou 1, mas é comum que esta medida rejeite modelos de trajectória latente bem

especificados. Segundo este critério, os modelos de trajectória latente de segunda ordem estimados neste trabalho não poderiam ser considerados aceitáveis. No entanto, este parece ser um tópico ainda em desenvolvimento. De facto, na página *web* de discussão do Mplus, aos criadores deste *software* remetem esta discussão para a dissertação de doutoramento de Yu (2002) onde não é, contudo, abordada a questão da bondade do ajustamento de modelos com variáveis ordinais (são apenas testados modelos com variáveis métricas e dicotómicas). Tal como reconhece o autor (2002: 162), quando se utilizam variáveis binárias, deve usar-se o WRMR em conjunto com o CFI, TLI e RMSEA, mas refere ainda que este tópico merece uma investigação futura. Pode, de facto, dizer-se que aquela medida não está ainda suficientemente desenvolvida para o estudo de variáveis de tipo ordinal. Como refere Muthén, em 2004, no mesmo fórum de discussão, pode acontecer que as medidas de bondade de ajustamento difiram na sua avaliação do modelo. É o que acontece no presente estudo, no que diz respeito aos modelos de trajectória latente de segunda ordem, já que as restantes medidas não estão muito distantes dos pontos de corte propostos. Muthén (2005) sugere ainda que, nesses casos, em que existe discrepância entre as várias medidas de bondade do ajustamento, se ignore a medida WRMR.

Ainda assim, procurou perceber-se, através dos índices de modificação (que medem o que se ganharia em termos de ajustamento global do modelo se determinado parâmetro fixo fosse sujeito a estimação) quais os principais problemas. Para o primeiro modelo, trajectória do indicador genérico de satisfação, não foram obtidas quaisquer sugestões de modificação à parametrização do modelo efectuada. No que diz respeito à modelação da trajectória de satisfação um único factor latente são sugeridas inúmeras alterações que passam por estimar relações entre as variáveis latentes de segunda ordem e as variáveis manifestas ou entre variáveis manifestas em diferentes momentos de observação. É facilmente observável, no entanto, que submeter este tipo de relações a estimação significaria a destruição da estrutura factorial de primeira ordem. As mesmas conclusões são retiradas para o LGCM que modela a satisfação através de dois factores latentes, pelo que a opção foi por não efectuar nenhuma alteração à especificação dos modelos anteriormente efectuada.

Como já foi referido anteriormente, procurou-se estabelecer um paralelo entre a estimação dos modelos em Mplus e em LISREL<sup>26</sup>. Para o modelo que considera o indicador genérico de satisfação no trabalho, as estimativas para os parâmetros de interesse são muito semelhantes entre os dois *softwares* e, à semelhança do que acontece com a estimativa da média do declive em Mplus, também em LISREL este é a única estimativa não significativa.

Quando se olha para os modelos de trajectória latente de segunda ordem verificam-se algumas diferenças mais assinaláveis. A título de exemplo, observa-se que, no modelo que considera um modelo de medida unifactorial, a média do declive, significativa em Mplus, não pode ser considerada significativamente diferente de zero em LISREL. Conclusão similar se retira, no modelo que considera um modelo de medida bifactorial, para a variância do declive.

As diferenças encontradas ao nível das estimativas obtidas nos dois *softwares* podem ficar a dever-se ao facto de não ter sido possível a aplicação da mesma parametrização. De facto, Duncan *et al.* (2006: 176) deparam-se com a mesma questão relativamente ao exemplo de modelação de LGCM com variáveis ordinais que apresentam. Justificam os autores que é difícil fazer uma comparação directa entre as estimativas obtidas através de *softwares* diferentes justamente porque cada um deles utiliza métodos e parametrizações diferentes, ainda que os dados em análise sejam exactamente os mesmos.

Note-se que em modelos mais simples, como é o caso da análise factorial confirmatória usada neste trabalho, as parametrizações do LISREL e do Mplus são idênticas e as estimativas obtidas também.

### **3.2 MODELOS COM TRAJECTÓRIAS LATENTES CONDICIONADAS DE SATISFAÇÃO NO TRABALHO**

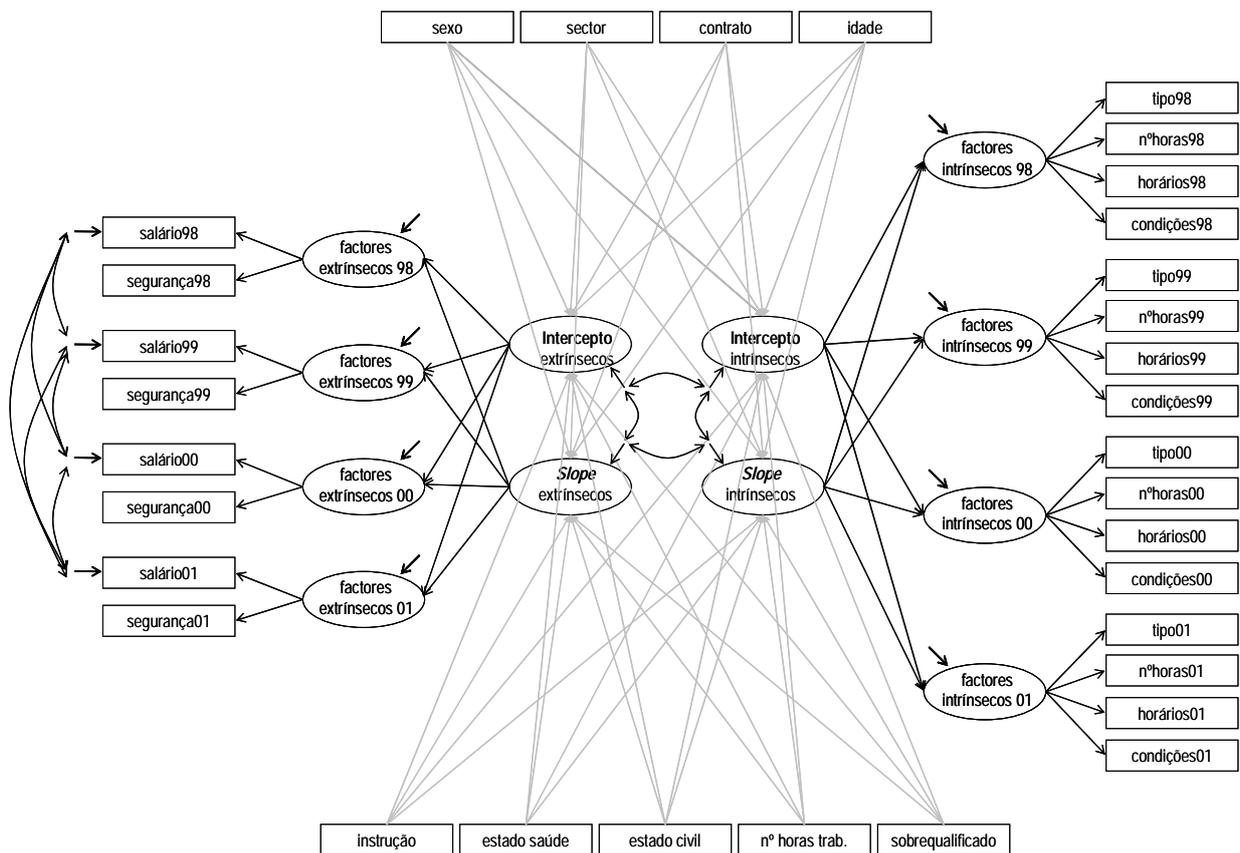
Neste ponto importa perceber quais são os factores que determinam a trajectória de satisfação dos indivíduos, ou seja, de que forma determinadas características, pessoais ou contextuais, moldam tanto a satisfação média no momento inicial, como o ritmo da

---

<sup>26</sup> Para a consulta das estimativas dos parâmetros dos três modelos de trajectória latente não condicionada estimados em LISREL, bem como das respectivas medidas de bondade do ajustamento, ver Anexo 6.7.

mudança da trajectória de satisfação no trabalho. Uma vez que foram testadas três abordagens à operacionalização da satisfação no trabalho, interessará ainda perceber se modelar a satisfação de diferentes formas tem implicações ao nível das características que influenciam as trajectórias e, conseqüentemente, das conclusões. A figura 27 pretende ilustrar o modelo de trajectória latente condicionada de dois factores latentes de satisfação. O modelo que considera apenas um factor de satisfação e o que modela a trajectória do indicador genérico de satisfação são, no que diz respeito à representação das variáveis explicativas, em tudo semelhantes a este.

**Figura 27 – Representação do modelo de trajectória condicionada de 2 factores latentes de satisfação no trabalho**



Note-se que apenas foram representadas as correlações dos erros de medida da variável ‘satisfação com o salário’. Apesar de se considerarem também as correlações dos erros das restantes variáveis ao longo do tempo, como já explicitado no ponto 2.3.4, optou-se por não as representar nesta figura uma vez que tornaria ilegível. Também por uma questão de simplificação do diagrama, não são representadas as

variâncias dos erros das medidas repetidas. Para facilitar a leitura, representaram-se a cinzento os coeficientes das variáveis explicativas nas equações do intercepto e do declive de cada um dos processos.

Apresenta-se na tabela 8 os resultados obtidos para os três modelos de trajetória latente condicionada testados: *overall job satisfaction*, satisfação no trabalho medida por um factor latente e satisfação no trabalho medida por dois factores latentes (factores intrínsecos e factores extrínsecos).

**Tabela 8 – Efeitos significativos (a 5%) dos determinantes da satisfação no trabalho para os três modelos de trajetória latente testados**

	Overall		Satisf. Trabalho		Satisf. Trabalho			
	Satisf. Trabalho		Factor latente		Factores intrínsecos		Factores extrínsecos	
	Intcpt	Slope	Intcpt	Slope	Intcpt	Slope	Intcpt	Slope
<b>Sexo:</b>								
mulher	-0,173		-0,078		-0,108		-0,093	
<b>Sector de actividade:</b>								
privado	-0,387		-0,197		-0,223		-0,349	-0,044
<b>Tipo de contracto:</b>								
permanente	0,026		0,014	-0,002	0,016		0,024	
<b>Escalão etário:</b>								
26-35		0,077						
36-45		0,070						
46-55								
56-64	-0,260							
<b>Nível de instrução:</b>								
secundário	-0,319						-0,202	
até ao 9º ano	-0,560		-0,134				-0,354	
<b>Estado de saúde:</b>								
razoável	-0,109		-0,107	0,026	-0,142	0,045	-0,154	
má/muito má	-0,454		-0,176		-0,204		-0,311	
<b>Estado civil:</b>								
solteiro	-0,258	0,043	-0,127		-0,187		-0,137	
outro								
<b>Nº horas de trabalho:</b>								
40h			-0,141		-0,227		-0,105	
mais de 40h			-0,123		-0,269			
<b>Sobre qualificado:</b>								
sim				0,039		0,058	-0,074	0,073

Através dos resultados obtidos é possível perceber que, em qualquer um dos modelos, as mulheres estão sempre, em média em 1998, menos satisfeitas que os homens

(médias dos interceptos significativas negativas - sendo “homem” a categoria de referência). A esta conclusão chegam também D’Addio *et al.* (2003) quando fazem uma análise comparativa entre países. Os autores observam que as conclusões de Clark acerca da diferença de satisfação no trabalho entre sexos, mais elevada nas mulheres, não podem ser replicadas para a Dinamarca, Holanda e Portugal. Os dados agora obtidos permitem ainda retirar conclusões diferentes daquelas às quais chegaram Vieira *et al.* (2004) aquando da utilização dos dados portugueses. Os autores não encontram evidência de que haja uma diferença ao nível da satisfação com o trabalho entre homens e mulheres (à excepção da satisfação com o salário, que parece ser mais elevada nas mulheres). Esta diferença pode ficar a dever-se ao facto de ter sido usada uma metodologia diferente (modelação do *overall job satisfaction* e das várias facetas da satisfação através de regressões *probit* ordinais independentes) ou ainda de terem sido consideradas as seis primeiras *waves* do ECHP. As conclusões agora retiradas parecem ir ao encontro do que refere Clark (1997) quando afirma que, porque a mais elevada satisfação das mulheres parece resultar do facto das suas expectativas serem mais baixas fruto da sua posição tradicionalmente mais precária no mercado de trabalho, à medida que se vai esbatendo a diferença entre os trabalhos dos homens e das mulheres, também as diferenças de expectativas e de satisfação no trabalho se vão atenuando. Apesar de não se poder afirmar que tenha sido isto que se passou com a população portuguesa, esta parece ser uma explicação a considerar quando se comparam diferentes estudos, sobretudo quando consideram períodos de tempo diferentes.

O sector de actividade (público ou privado) influencia todos os *status* iniciais mas só o declive dos factores extrínsecos (estimativas significativas para os interceptos e para o declive dos factores materiais). Isto significa que, quando analisada separadamente a satisfação com os factores extrínsecos, o sector de actividade tem impacto no ritmo da mudança relativamente à satisfação. Assim, os trabalhadores do sector privado tendem a ter uma trajectória de mudança mais desacelerada que os do sector público (estimativa de -0.044). Por outro lado, é ainda de referir que os indivíduos que trabalham no sector privado estão, em média, menos satisfeitos que os do sector público em 1998 (sendo o sector “público” a categoria de referência). E isto verifica-se para qualquer um dos modelos testados. Tudo isto é compreensível na perspectiva mais tradicionalista que considera o facto de trabalhar no sector público um indicador

de estabilidade; ter um emprego no sector público significa, quanto mais não seja em termos de percepção, ter um emprego mais seguro e os dados parecem corroborar isso mesmo. Também Vieira *et al.* (2004) chegam a conclusões semelhantes: o facto de se trabalhar no sector público influencia de forma positiva tanto a satisfação em termos globais como a satisfação com o rendimento, o tipo de trabalho e, sobretudo, com a segurança (que pode equivaler aos factores extrínsecos) e o número de horas de trabalho (que podem ser identificadas com os factores intrínsecos). Esta conclusão específica é compreensível à luz da percepção tradicional de que os funcionários públicos têm, por norma, um horário mais definido e, muitas vezes, mais reduzidos que os dos trabalhadores do sector privado.

O tipo de contrato influencia todos os *status* iniciais (valores médios satisfação em 1998), sendo “contrato não permanente” a categoria de referência; contudo, quando considerada a estrutura bifactorial, aquele influencia mais a satisfação com os factores extrínsecos. Mais uma vez, ter contrato permanente é um indicador de maior estabilidade, pelo que faz sentido que quem tenha contrato permanente esteja em média mais satisfeito que aqueles que têm outro tipo de contrato, sobretudo no que diz respeito às condições materiais. À mesma conclusão chegam Vieira *et al.* (2004) quando encontram relações positivas entre o facto de ter um contrato permanente e reportar níveis de satisfação mais elevados, sobretudo no que concerne, à semelhança dos dados aqui apresentados, à satisfação com a segurança.

A idade dos indivíduos só tem influência, quer no declive da trajectória quer na média inicial, no modelo que considera o indicador genérico de satisfação. Isto pode eventualmente significar que esta variável, que é no fundo um indicador da posição do indivíduo no percurso da vida, influencia mais uma avaliação do trabalho enquanto uma das dimensões de satisfação com a vida do que propriamente a avaliação concreta da satisfação com as várias dimensões do trabalho. A relação em ‘U’ entre a idade e a satisfação encontrada tanto por Clark (1997), ao modelar as facetas do trabalho, como por Vieira (2005), ao considerar apenas o *overall job satisfaction*, não se parece verificar aqui. O mesmo acontece no estudo de 2004: Vieira *et al.* encontram relações significativas entre a idade e as cinco variáveis dependentes de satisfação que consideram. Isto dever-se-á, muito provavelmente ao facto dos autores referidos introduzirem a variável ‘idade’ enquanto variável métrica ao passo que, no presente estudo, foram criados escalões etários introduzidos nos modelos como

variáveis *dummy*<sup>27</sup>. De facto, nos modelos aqui apresentados, a única categoria que tem impacto no indicador genérico é a dos 56 aos 64 anos (a média do intercepto é significativa e negativa face ao escalão etário de referência – 16 aos 25 anos). Talvez por uma questão de proximidade à reforma vista com alguma impaciência (não entra no âmbito deste estudo encontrar as reais causas do fenómeno), os indivíduos em fim de percurso laboral estão, em média menos satisfeitos em 1998 do que aqueles que acabaram de entrar no mercado de trabalho.

Quanto ao nível de instrução, este apresenta diferenças em termos de impacto consoante o modelo que se considerar: por um lado, os indivíduos com escolaridade mais baixa (até ao 9º ano) estão, em média em 1998, menos satisfeitos que os que com escolaridade superior, o que só não se verifica relativamente à satisfação com os factores materiais (médias dos interceptos significativas e negativas em relação à categoria de referência – “ensino superior”); já os indivíduos que têm o ensino secundário só se sentem, no primeiro momento de observação, menos satisfeitos relativamente aos que têm escolaridade superior no que diz respeito aos factores extrínsecos e ao *overall job satisfaction*. Esta variável não tem impacto significativo na taxa de mudança. De uma forma genérica, pode dizer-se que níveis de escolaridade mais baixos estão associados a níveis de satisfação também eles mais reduzidos. Já Vieira *et al.* (2004) não encontram relação entre a satisfação e o nível de instrução (lembre-se que, neste estudo, os autores analisaram apenas o indicador genérico de satisfação, a satisfação com o rendimento, com a segurança, com o tipo e número de horas de trabalho).

Estados de saúde percebidos (sendo aqui a categoria de referência a percepção da saúde como “boa/muito boa”) como mais debilitados influenciam negativamente a satisfação média com o trabalho, em 1998, independentemente da forma como se abordar o conceito. Verifica-se também que quanto pior for a percepção do estado de saúde, mais baixa será a satisfação média no trabalho no primeiro momento em análise. É ainda de notar que aqueles que consideram o seu estado de saúde como razoável terão um ritmo de mudança superior ao dos que se consideram em melhor estado de saúde (estimativa do declive: 0.026), isto quando se trata as várias

---

<sup>27</sup> Estando as variáveis explicativas enquadradas numa lógica de regressão (as estimativas para estes parâmetros são lidas tal como coeficientes de regressão), só poderão ser incorporadas no modelo variáveis de tipo métrico ou dicotómico com codificação 0/1, as quais são designadas por variáveis *dummy*.

dimensões da satisfação do trabalho como constituindo um único constructo; esta tendência é mais acentuada quando se fala apenas dos factores intrínsecos (estimativa do declive: 0.045), aqueles que remetem para as várias dimensões do trabalho em si. No estudo de Vieira *et al.* (2004), a percepção acerca do estado de saúde também influencia todas as variáveis dependentes testadas (*overall job satisfaction*, satisfação com o rendimento, com a segurança, com o tipo e número de horas de trabalho).

Relativamente ao estado civil (sendo a categoria de referência “casado”), os indivíduos solteiros estão, em 1998 e em média, menos satisfeitos com o trabalho do que os casados, independentemente do tipo de abordagem a esta questão (médias dos interceptos negativas). Apenas para o *overall job satisfaction*, esta categoria tem impacto no ritmo de mudança: os indivíduos solteiros tenderão a mudar os seus níveis de satisfação mais rapidamente que os indivíduos casados. Já Vieira (2005) e Vieira *et al.* (2004) defenderam que o facto de ser casado tem um impacto positivo na satisfação com a segurança e com o tipo de trabalho.

O número de horas de trabalho por semana (sendo a categoria de referência “< de 40 horas”) tem impacto na média da satisfação no trabalho em 1998 quando se consideram as várias dimensões do trabalho, independentemente de se considerar uma estrutura uni ou bifactorial. Isto já não acontece para o indicador genérico o que pode sugerir que este não é um factor preponderante quando se pede aos indivíduos que façam um balanço global do trabalho. Assim, os indivíduos que trabalham 40 horas e os que trabalham mais de 40 horas estão em média menos satisfeitos que aqueles que trabalham menos de 40 horas (médias dos interceptos significativas e negativas); aliás, pode mesmo dizer-se que quanto maior o número de horas de trabalho menor será a satisfação<sup>28</sup>. Se se considerar o modelo bifactorial, trabalhar mais horas tem um impacto maior, obviamente, na satisfação com os factores intrínsecos, naqueles que dizem respeito à satisfação com várias dimensões do trabalho em si. Vieira (2005) e Vieira *et al.* (2004), talvez por terem utilizado o número de horas de trabalho como variável contínua, chegam a conclusões um pouco diferentes. Naqueles estudos, os autores percebem que o número de horas de trabalho tem um impacto na satisfação de uma forma geral; o mesmo acontece relativamente à satisfação com o rendimento e com a segurança (as variáveis que compõem o indicador aqui apresentado como

---

<sup>28</sup> Os indivíduos que trabalham mais de 40 horas estão, em média, mais insatisfeitos que os que trabalham 40 horas semanais.

factores extrínsecos) e também com o tipo de trabalho. No entanto, considerando a satisfação com o número de horas de trabalho, percebe-se que uma maior carga horária tem um impacto negativo na satisfação com esta faceta em particular.

O indivíduo considerar que está sobrequalificado para desempenhar as suas tarefas (sendo “não” se considerar sobrequalificado a categoria de referência) é a única categoria, de entre todas as categorias de todas as variáveis independentes incorporadas nos modelos, que influencia os vários declives relativos à modelação das várias dimensões de satisfação no trabalho podendo isto indicar que esta será uma percepção que entra em jogo não quando os indivíduos fazem uma avaliação global mas sim quando estes ponderam as várias dimensões que compõem a satisfação no trabalho até porque não será uma das variáveis que mais se tenha em mente quando se está a fazer uma avaliação genérica. Assim, os valores positivos para as estimativas dos declives indiciam uma trajetória de satisfação média crescente para estes indivíduos, ao longo dos anos considerados. Já no estudo de Vieira (2005), a percepção de sobrequalificação tem um impacto negativo no *overall job satisfaction* bem como na satisfação com o salário, a segurança, o tipo e o número de horas de trabalho. No presente estudo, os indivíduos que se sentem sobrequalificados tendem, em 1998 e em média, a estar mais insatisfeitos com os factores extrínsecos que os que não consideram estar nesta situação (estimativa negativa para o intercepto dos factores materiais: -0.74). Isso pode querer dizer que, no que toca ao trabalho desempenhado, este não é um factor decisivo; contudo, os indivíduos podem considerar que, ao terem qualificações a mais do que as necessárias, poderiam eventualmente ser melhor remunerados ou estar numa situação mais estável. Por outro lado, quando consideradas as várias dimensões do trabalho, os indivíduos que se consideram sobrequalificados têm uma trajetória de mudança mais acelerada que os que não se vêem como sobrequalificados, sobretudo no que diz respeito aos factores extrínsecos (estimativas positivas para as médias dos declives).

Tentando agora, de forma mais genérica, perceber as diferenças que existem em modelar a satisfação no trabalho de diferentes formas, pode chegar-se a algumas conclusões interessantes.

As variáveis sexo, sector de actividade, tipo de contracto, percepção relativa ao estado de saúde e estado civil (neste caso, apenas a categoria ‘solteiro’) influenciam todos os

valores médios de satisfação inicial (em 1998) no que diz respeito à satisfação no trabalho, independentemente da forma como esta é modelada. O sentido do impacto é congruente em todos os modelos o que faz crer que, no caso destes determinantes, não haverá diferenças substanciais entre as várias modelações. As diferenças que existem verificam-se, nestes casos, somente na magnitude do impacto das variáveis explicativas na satisfação média no momento inicial.

Nesta perspectiva, modelar o *overall job satisfaction* e modelar as facetas do trabalho através de um factor parecem já ser coisas distintas. Apesar de os determinantes serem semelhantes no sentido do impacto, raramente têm coeficientes de magnitude semelhante. Parece então haver indícios de que o *overall job satisfaction* não esteja a medir exactamente a mesma coisa que as várias dimensões do trabalho medem.

Já comparando o modelo unifactorial com o bifactorial, existem algumas diferenças genéricas. O impacto dos vários determinantes considerados parece, na solução unifactorial, ser quase que uma média do impacto em cada um dos factores da solução bifactorial. Uma vez que nas duas soluções se está a trabalhar com as mesmas variáveis de partida, é natural que o impacto diferenciado que se verifica entre factores intrínsecos e extrínsecos apareça mais esbatido na solução onde todas as variáveis são como que combinadas numa única.

Em termos de bondade do ajustamento (ver tabela 9), pode dizer-se que, ainda que os modelos mais complexos tenham medidas de ajustamento mais baixas, provavelmente porque penalizadas pela sua complexidade, todos os modelos parecem reproduzir bem a estrutura de covariâncias existente na população. Estas conclusões parecem ser contrariadas pela medida de bondade do ajustamento baseada nos resíduos. Como já foi referido anteriormente, aquando da análise da bondade do ajustamento dos modelos não condicionados, esta é uma medida que, sugerindo um ajustamento discrepante das restantes medidas, deverá ser ignorada.

Tabela 9 – Medidas de bondade do ajustamento dos modelos de trajectória latente condicionada

	overall	Satisf. Trabalho 1 factor	Satisf. Trabalho 2 factores
<b>CFI</b>	0,999	0,925	0,912
<b>TLI</b>	0,999	0,978	0,972
<b>RMSEA</b>	0,009	0,064	0,075
<b>WRMR</b>	0,478	2,217	2,324

Uma vez que todos os modelos parecem apresentar um bom ajustamento, pode pensar-se neles não como concorrentes mas como complementares, todos úteis, pelo que a utilização de um ou de outro deverá depender não da sua própria validade mas do grau de detalhe que se pretenda para determinada análise.

## 4 CONCLUSÃO

A satisfação no trabalho é um tema que tem sido amplamente estudado pelas mais variadas disciplinas. Já os modelos de trajetória latente com variáveis ordinais só mais recentemente têm sido objecto de investigação. De facto, e como referem Duncan *et al.* (2006), esta é uma metodologia emergente e o estudo da sua aplicação numa lógica de modelos de equações estruturais está ainda em desenvolvimento. Aliás, nas obras de referência consultadas a propósito da utilização desta metodologia, poucas páginas, por vezes poucos parágrafos, são dedicadas à discussão da utilização de variáveis ordinais no contexto dos LGCM. Mesmo numa referência mais recente, Preacher *et al.* (2008) afirmam que se espera, num futuro próximo, desenvolvimentos substanciais desta metodologia mais específica. De facto, se se considerar o *software* como um indicador do grau de desenvolvimento das técnicas estatísticas<sup>29</sup>, percebe-se que há ainda algum caminho a percorrer nesta área particular. Ao passo que a modelação de trajetórias latentes com variáveis contínuas está já implementada de forma relativamente similar na maior parte dos *softwares* de modelação de SEM, os LGCM com variáveis categoriais não estão ainda tão disseminados nem têm uma implementação padronizada (pelo que também não existem ainda artigos publicados com aplicações nesta área), o que dificulta a avaliação e interpretação dos modelos numa perspectiva comparativa. Como referem Duncan *et al.* (2006), devido às diferentes parametrizações possíveis e à variedade de métodos de estimação disponíveis para a modelação de LGCM com variáveis categoriais, nem sempre é possível comparar as soluções de um determinado modelo gerado a partir de diferentes *softwares*.

De facto, este tipo de modelação tem uma complexidade acrescida relativamente aos modelos encontrados na literatura sobre a satisfação no trabalho. Por um lado, utiliza medidas repetidas de variáveis que não observadas mas sim latentes e, por outro, as variáveis manifestas em estudo são de natureza ordinal. Muitas vezes, escalas do tipo das aqui apresentadas são modeladas como se se tratassem de variáveis métricas. Neste estudo, optou-se por considerar a sua verdadeira natureza (ordinal), ainda que

---

<sup>29</sup> A título de exemplo pode referir-se que na versão 3 do Mplus, lançada em 2004, não era possível a modelação de trajetórias latentes de segunda ordem. Refira-se ainda que, desde Novembro de 2007 (quando foi lançada a versão 5 do mesmo *software*, a utilizada neste trabalho), saíram já mais três actualizações da versão 5: 5.1, 5.2 e 5.21.

isso implicasse a experimentação de uma técnica ainda em fase de desenvolvimento. Espera-se com este trabalho dar um contributo para o aumento do estudo desta área, e também no que diz respeito a novas formas de modelação da satisfação no trabalho, onde as análises mais comuns avaliam a satisfação de forma parcelar, nunca tendo sido possível encontrar estudos que tenham em conta uma perspectiva longitudinal integrando as várias dimensões que compõem a satisfação com o trabalho, à excepção, como se disse, de Salgueiro (2009) e Salgueiro *et al.* (2008).

Partindo do conhecimento científico substantivo já produzido sobre este tema, foi possível considerar três diferentes abordagens ao conceito: a primeira procurou descrever e explicar a trajectória de satisfação como um todo; a segunda considerou que as diversas dimensões parcelares de satisfação poderiam ser indicadores de medida de um factor latente de satisfação; e na terceira considerou-se que a satisfação com as várias facetas do trabalho poderiam ser indicadores de medida de dois factores latentes distintos (um relativo aos aspectos materiais do trabalho, que se designou por factores extrínsecos, e outro referente à relação entre o trabalho e a qualidade de vida, que de denominou de factores intrínsecos).

Pôde então perceber-se que existe variabilidade significativa entre os indivíduos, não só no que diz respeito à satisfação média inicial em 1998 como também no que concerne ao ritmo de mudança no período 1998-2001. Através dos resultados deste trabalho, deduz-se ainda que a satisfação dos indivíduos relativamente ao trabalho aumentou ao longo do período considerado. Estes dados em particular parecem apontar para uma ideia de melhoria nas condições gerais dos empregos que não é acompanhada por uma mudança na percepção relativamente aos rendimentos e à segurança. Especificamente no que diz respeito ao modelo que avalia as facetas do trabalho em dois indicadores latentes, percebe-se ainda que, por um lado, a satisfação com os factores intrínsecos e com os extrínsecos covariam no mesmo sentido, por outro, indivíduos com mais elevado nível de satisfação inicial tendem a descrever uma trajectória mais desacelerada, e, por último, os ritmos das trajectórias dos dois factores covariam no mesmo sentido.

Existem, no entanto, diferentes determinantes de cada uma das trajectórias modeladas. Quando se tem em conta apenas o indicador genérico de satisfação, percebe-se que as mulheres, os indivíduos que trabalham no sector privado, os que têm um tipo de contrato não permanente, os que estão mais próximo da idade da reforma, os que têm

um nível de instrução que não a superior, os que não consideram a sua saúde boa ou muito boa e os solteiros têm, em média, níveis médios de satisfação mais reduzidos no momento inicial (1998). Por outro lado, percebe-se ainda que os indivíduos que estão mais ou menos a meio da sua carreira laboral (que têm entre 26 e 45 anos) apresentam um ritmo médio de mudança mais acelerado; o mesmo se verifica para os indivíduos solteiros. Ao considerar os modelos de trajectória latente de segunda ordem observa-se, por exemplo, que a idade não parece ter qualquer impacto nem na satisfação média inicial nem no ritmo médio de mudança; pelo contrário, a percepção de sobrequalificação para o trabalho desempenhado tem um impacto negativo no que diz respeito aos factores extrínsecos, ou seja, os indivíduos que se consideram sobrequalificados estão, em média, menos satisfeitos em 1998, e tem um impacto também no ritmo de mudança: os sujeitos que manifestam esta percepção terão um ritmo médio mais acelerado de mudança ao longo do tempo. Tal como foi analisado anteriormente, as diferenças encontradas entre a modelação do *overall job satisfaction* e a modelação de trajectórias através de factores latentes parecem sugerir que, ao considerar o trabalho como um todo ou como uma ponderação de vários factores, os indivíduos não estarão a ter em conta as mesmas dimensões perceptuais. Por outro lado, observa-se ainda que, considerando a evolução dos dois constructos, os impactos surgem mais extremados quando comparados com os do modelo que contempla apenas uma variável latente ao longo do tempo, indiciando que existem diferenças entre modelar apenas a satisfação no trabalho (ainda que aferida por vários indicadores) e a satisfação com factores de trabalho diferenciados (intrínsecos e extrínsecos). Tal como se referiu anteriormente, e também porque as medidas de bondade do ajustamento assim o sugerem, as várias abordagens ao conceito de satisfação parecem ser todas elas viáveis. A escolha entre os três tipos de modelação propostos deverá ter então em conta o grau de especificidade que se pretenda obter.

Estas serão então hipóteses de trabalho que podem ser tidas em conta não só para uma análise que contemple uma perspectiva comparativa entre países como também para estudos que abranjam todas as *waves* disponíveis. De facto, e também provavelmente devido à dificuldade de acesso aos dados estrangeiros, não se encontraram muitos estudos que contemplassem este tipo de análise comparativa. Não se encontraram igualmente muitos estudos que utilizassem os dados do ECHP relativos à temática da satisfação no trabalho. Apesar de os dados analisados neste trabalho não serem

particularmente recentes, a principal preocupação foi a de modelar dados portugueses, que escasseiam na literatura, através de uma metodologia inovadora – os LGCM com variáveis ordinais – contribuindo, assim, não só para a investigação nesta área metodológica como também para o estudo da satisfação no trabalho em Portugal. Em estudos futuros seria ainda de ter em atenção a necessidade de verificação dos pressupostos deste tipo de modelos (à qual não foi dada a devida atenção, na linha do que acontece muitos outros autores), ainda que sejam, neste estudo, utilizados métodos robustos de estimação e se disponha de uma amostra grande.

Face ao conhecimento já produzido, esta abordagem metodológica apresenta inúmeras vantagens, já explanadas anteriormente, e representa um avanço relativamente às abordagens mais comuns encontradas na literatura: congrega num só modelo várias dimensões da satisfação no trabalho que as metodologias mais comuns (por exemplo, a *probit*) apenas consegue modelar parceladamente.

Sendo os LGCM aplicados a variáveis ordinais um método em desenvolvimento, futuras aplicações deverão ter em conta os sucessivos aperfeiçoamentos que, com certeza, se verificarão nos próximos anos, quer em termos teóricos quer de *software* estatístico. Espera-se que os vários programas onde já hoje é possível estimar este tipo de modelos venham a desenvolver rotinas mais facilitadas para o utilizador, o que nem sempre acontece neste momento. Se o Mplus tem já procedimentos que facilitam a extensa parametrização dos modelos, o LISREL parece ter ficado um pouco para trás neste aspecto: por um lado, cada parâmetro que se queira restringir ou libertar para estimação tem de ser especificado individualmente na folha de comandos; por outro, são necessários três passos para a estimação deste tipo particular de LCGM. O problema da falta de informação relativa a como especificar este tipo de modelos também neste aspecto se fez notar. Por isso mesmo se apresentam no final deste trabalho, anexos 6.8 e 6.9, todas as linhas de comandos<sup>30</sup> utilizadas em Mplus e em LISREL respectivamente.

Espera-se que este trabalho sirva como instrumento de trabalho para estudos futuros não só em termos substantivos como, e principalmente, em termos metodológicos.

---

<sup>30</sup> As linhas de comando relativas aos modelos mais complexos (LGCM condicionada com dois factores de segunda ordem em Mplus e LGCM não condicionada com dois factores de segunda ordem em LISREL) estão ainda anotadas de forma a poderem ser úteis para utilizadores futuros desta metodologia.

## 5 BIBLIOGRAFIA

- Albert, C. e M.A. Davia (2005), Education, wages and job satisfaction, EPUNet-2005 Conference, Colchester,  
<http://www.iser.essex.ac.uk/files/conferences/epunet/2005/docs/pdf/papers/davia.pdf>.
- Bollen, K.A. e P.J. Curran (2006), *Latent Curve models. A structural Equation Perspective*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Clark, A. (1996), Job satisfaction in Britain. *British Journal of Industrial Relations* 34(2), 189-217.
- Clark, A. (1997), Job satisfaction and gender: Why are women so happy at work?, *Labour Economics* 4, 341-372.
- Clark, A., N. Kristensen e N. Westergaard-Nielsen (2007), Job satisfaction and co-worker wages: status or signal?. *Discussion Paper No. 3073*, Institute for the Study of Labor.
- D'Addio, A.C., T. Eriksson e P. Frijters (2003), An analysis of the determinants of job satisfaction when individuals' baseline satisfaction levels may differ, *CAM Working papers*.
- Duncan, T., S. Duncan e L. Strycker (2006), *An Introduction to Latent Variable Growth Curve Modeling. Concepts, Issues, and Applications*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Duserick, F., W. Huang e Z. Dai (2006), Structural equation modeling for evaluating employee satisfaction, *Competition Forum* 4(2), 395-404.
- EuroPanel Users Network (2005), The ECHP User Guide,  
[http://epunet.essex.ac.uk/echp\\_userguide\\_toc.php](http://epunet.essex.ac.uk/echp_userguide_toc.php).
- EUROSTAT (2003a), European Community Household Panel, Longitudinal Users' Database – Waves 1 to 8, Survey years 1994 to 2001,  
<http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/echpanel/library>.
- EUROSTAT (2003b), ECHP UDB, Description of variables – Data dictionary, codebook and differences between countries and waves,  
[http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/echpanel/library?l=/user\\_db/pan166200312pdf/EN\\_1.0\\_&a=d](http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/echpanel/library?l=/user_db/pan166200312pdf/EN_1.0_&a=d)
- 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.
- Hackman, J.R. e G.R. Oldham (1975), Development of the Job Diagnostic Survey. *Journal of Applied Psychology* 60(2), 159-170.
- Hancock, G.R., W. Kuo e F.R. Lawrence (2001), Teacher's Corner: An Illustration of Second-Order Latent Growth Models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 8(3), 470-489.

Heywood, J., W.S. Siebert e X. Wei (2002), Worker sorting and job satisfaction: The case of union and government jobs, *Industrial and Labour Relations Review* 55(4), 595-609.

Instituto Nacional de Estatística (2001), Painel de agregados domésticos privados da União Europeia, Questionário individual detalhado.

Judge, T. e R. Klinger (2008), Job satisfaction: Subjective well-being at work, em Eid, M. e R. Larsen (Ed.), *The science of subjective well-being*. New York: The Guilford Press, 393-413.

Leontaridi, R. e P. Sloane (2003), Low pay, higher pay, earnings mobility and job satisfaction, BHPS 2003 Conference, Colchester, <http://www.iser.essex.ac.uk/files/conferences/bhps/2003/docs/pdf/papers/sloane.pdf>.

Locke, E. (1976), The nature and causes of job satisfaction, em Dunnette, M. (Ed.), *Handbook of industrial and organizational psychology*, Chicago: Rand McNally, 1297-1349.

Moscovici, S. (2000), *Social Representations: Explorations in social psychology*, Cambridge: Polity Press.

Muthén, B. (2004), Mplus Technical Appendices, <http://www.statmodel.com/download/techappen.pdf>.

Muthén, L. (2004), Fit indices. How is it possible!!!, under the topic *Categorical Data Modeling*, Mplus Discussion, <http://www.statmodel.com/discussion/messages/23/416.html>.

Muthén, L. (2005), Model Fit Diagnostics and Mplus Parameter Arrays, under the topic *Structural Equation Modeling*, Mplus Discussion, <http://www.statmodel.com/discussion/messages/11/233.html?1215795220>.

Muthén, L. e B. Muthén (2007), Mplus User's Guide, <http://www.statmodel.com/download/usersguide/Mplus%20Users%20Guide%20v5.pdf>

Peracchi, F. (2002), The European Household Community Panel: A review. *Empirical Economics* 27, 63-90.

Preacher, K.J. et al. (2008), *Latent Growth Curve Modeling*. Thousand Oaks: Sage publications.

Rose, M. (1999), Explaining and forecasting job satisfaction: the contribution of occupational profiling. *Working Paper 3: ESRC Future of Work Programme*, Swindon: ESRC.

Rose, M. (2001), Disparate measures in the workplace ...Quantifying overall job satisfaction. BHPS 2001 Conference, Colchester, <http://www.iser.essex.ac.uk/bhps/2001/docs/pdf/papers/rose.pdf>.

Rose, M. (2003), Good deal, bad deal? Job satisfaction in occupations, *Work, Employment and Society* 17(3), 505-532.

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, em Pires Manso e J.D. Monteiro (dir.), *Anais de Economia Aplicada*, N° XXIII, 581-593.
- Salgueiro, M.F., P.W.F. Smith e M.D.T. Vieira (2008), Modelação de trajectórias de satisfação com dados do British Household Panel Survey, *Programas e Resumos – XVI Congresso Anual da SPE*, Sociedade Portuguesa de Estatística, 140.
- Schaubroeck, J. e K. Jennings (1991), A longitudinal investigation of factors mediating the participative decision making job satisfaction linkage, *Multivariate Behavioral Research* 26(1), 49-68.
- Spector, P. (1985), Measurement of human service staff satisfaction: Development of the Job Satisfaction Survey, *American Journal of Community Psychology* 13(6), 693-713.
- Spector, P. (1997), *Job satisfaction: application, assessment, causes, and consequences*, Thousand Oaks: SAGE.
- Vieira, J.C. (2005), Skill mismatches and job satisfaction, *Economic Letters* 89, 39-47.
- Vieira, J.C., J. Couto e M. Tiago (2004), Wages and job satisfaction in Portugal, *ERSA Conference Papers*, ersa04p667, European Regional Science Association.
- Vieira, J.C., A. Menezes e P. Gabriel (2005), Low pay, higher pay and job quality: empirical evidence for Portugal, *Applied Economics Letters* 12(8), 505-511.
- Wernimont, Paul (1972), A systems view of job satisfaction, *Journal of Applied Psychology* 56(2), 173-176.
- Wong, C., C. Hui e K. Law (1998), A longitudinal study of the job perception-job satisfaction relationship: A test of three alternative specifications, *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 71(2), 127-146.
- Yu, C.Y. (2002), *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes*. Ph.D. Thesis, University of California, Los Angeles.

## 6 ANEXOS

### 6.1 VARIÁVEIS EM ANÁLISE

nome	descrição	categorias
s_earn98	satisfação com o rendimento em 1998	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_secu98	satisfação com a segurança em 1998	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_type98	satisfação com o tipo de trabalho em 1998	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_num98	satisfação com o número de horas de trabalho em 1998	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_time98	satisfação com os horários de trabalho em 1998	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_cond98	satisfação com as condições de trabalho em 1998	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_dist98	satisfação com a distância ao local de trabalho em 1998	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_earn99	satisfação com o rendimento em 1999	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_secu99	satisfação com a segurança em 1999	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_type99	satisfação com o tipo de trabalho em 1999	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_num99	satisfação com o número de horas de trabalho em 1999	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_time99	satisfação com os horários de trabalho em 1999	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_cond99	satisfação com as condições de trabalho em 1999	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_dist99	satisfação com a distância ao local de trabalho em 1999	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_earn00	satisfação com o rendimento em 2000	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_secu00	satisfação com a segurança em 2000	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_type00	satisfação com o tipo de trabalho em 2000	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_num00	satisfação com o número de horas de trabalho em 2000	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_time00	satisfação com os horários de trabalho em 2000	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_cond00	satisfação com as condições de trabalho em 2000	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_dist00	satisfação com a distância ao local de trabalho em 2000	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_earn01	satisfação com o rendimento em 2001	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito

s_secu01	satisfação com a segurança em 2001	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_type01	satisfação com o tipo de trabalho em 2001	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_num01	satisfação com o número de horas de trabalho em 2001	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_time01	satisfação com os horários de trabalho em 2001	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_cond01	satisfação com as condições de trabalho em 2001	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
s_dist01	satisfação com a distância ao local de trabalho em 2001	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
ovjsat98	satisfação com o trabalho em 1998	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
ovjsat99	satisfação com o trabalho em 1999	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
ovjsat00	satisfação com o trabalho em 2000	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
ovjsat01	satisfação com o trabalho em 2001	1 - totalmente insatisfeito; ... ; 6 - totalmente satisfeito
Sex98	sexo	0 - homem ; 1 - mulher
Sector98	sector de actividade	0 - público ; 1 - privado
contra98	tipo de contrato	0 - outro ; 1 - permanente
age1	idade 1 ( <i>dummy</i> )	0 - outra ; 1 - 16-25 anos
age2	idade 2 ( <i>dummy</i> )	0 - outra ; 1 - 26-35 anos
age3	idade 3 ( <i>dummy</i> )	0 - outra ; 1 - 36-45 anos
age4	idade 4 ( <i>dummy</i> )	0 - outra ; 1 - 46-55 anos
age5	idade 5 ( <i>dummy</i> )	0 - outra ; 1 - 56-64 anos
educ1	nível de escolaridade 1 ( <i>dummy</i> )	0 - outro ; 1 - ISCED 5-7 (superior)
educ2	nível de escolaridade 2 ( <i>dummy</i> )	0 - outro ; 1 - ISCED 3 (10º ao 12º ano)
educ3	nível de escolaridade 3 ( <i>dummy</i> )	0 - outro ; 1 - ISCED 0-2 (até ao 9º ano)
health1	como considera a sua saúde de maneira geral 1 ( <i>dummy</i> )	0 - outra ; 1 - boa/muito boa
health2	como considera a sua saúde de maneira geral 2 ( <i>dummy</i> )	0 - outra ; 1 - razoável
health3	como considera a sua saúde de maneira geral 3 ( <i>dummy</i> )	0 - outra ; 1 - má/muito má
estciv1	estado civil 1 ( <i>dummy</i> )	0 - outro ; 1 - casado
estciv2	estado civil 2 ( <i>dummy</i> )	0 - outro ; 1 - solteiro
estciv3	estado civil 3 ( <i>dummy</i> )	0 - outro ; 1 - outro estado (separado, divorciado, viúvo)
horas1	número de horas de trabalho por semana 1 ( <i>dummy</i> )	0 - outro ; 1 - <40 horas
horas2	número de horas de trabalho por semana 2 ( <i>dummy</i> )	0 - outro ; 1 - 40 horas
horas3	número de horas de trabalho por semana 3 ( <i>dummy</i> )	0 - outro ; 1 - >40 horas
overqu98	sente-se sobrequalificado para o trabalho que faz (1998)	0 - não ; 1 - sim

## 6.2 MODELOS BIFACTORIAIS (LISREL)

Estimativas estandardizadas dos pesos factoriais dos modelos bifactoriais com 6 variáveis manifestas

		1998	1999	2000	2001
<b>Fact extríns</b>	Salário	0,53	0,57	0,60	0,60
	Segurança	0,76	0,78	0,81	0,82
	Tipo de trabalho	0,78	0,83	0,81	0,83
<b>Fact intríns</b>	Nº de horas	0,75	0,75	0,73	0,76
	Horários	0,78	0,75	0,74	0,76
	Condições	0,71	0,73	0,74	0,73

Medidas de bondade do ajustamento dos modelos bifactoriais com 6 variáveis manifestas

	1998	1999	2000	2001
<b>CFI</b>	0,991	0,997	0,998	1,000
<b>NNFI</b>	0,982	0,994	0,997	1,000
<b>RMSEA</b>	0,066	0,040	0,028	0,000
<b>AIC</b>	118,980	66,122	49,519	33,122

Estimativas estandardizadas dos pesos factoriais dos modelos bifactoriais com 7 variáveis manifestas

		1998	1999	2000	2001
<b>Fact extríns</b>	Salário	0,52	0,60	0,59	0,60
	Segurança	0,77	0,82	0,81	0,82
	Tipo de trabalho	0,78	0,82	0,81	0,82
<b>Fact intríns</b>	Nº de horas	0,74	0,76	0,72	0,76
	Horários	0,78	0,76	0,74	0,76
	Condições	0,72	0,75	0,75	0,75
	Distância	0,44	0,54	0,44	0,54

Medidas de bondade do ajustamento dos modelos bifactoriais com 7 variáveis manifestas

	1998	1999	2000	2001
<b>CFI</b>	0,987	0,999	0,997	0,999
<b>NNFI</b>	0,979	0,999	0,995	0,999
<b>RMSEA</b>	0,065	0,015	0,032	0,015
<b>AIC</b>	117,714	50,266	76,264	50,266

Nota: A medida de ajustamento NNFI (*Non-Normed Fit Index*) é equivalente ao TLI (*Tucker-Lewis Index*) indicado pelo Mplus.

## 6.3 MODELOS UNIFACTORIAIS (LISREL)

Estimativas estandardizadas dos pesos factoriais dos modelos unifactoriais

	1998	1999	2000	2001
Salário	0,49	0,51	0,57	0,56
Segurança	0,69	0,69	0,75	0,75
Tipo de trabalho	0,78	0,83	0,81	0,83
Nº de horas	0,75	0,75	0,72	0,76
Horários	0,77	0,75	0,73	0,75
Condições	0,71	0,73	0,74	0,73

Medidas de bondade do ajustamento dos modelos unifactoriais

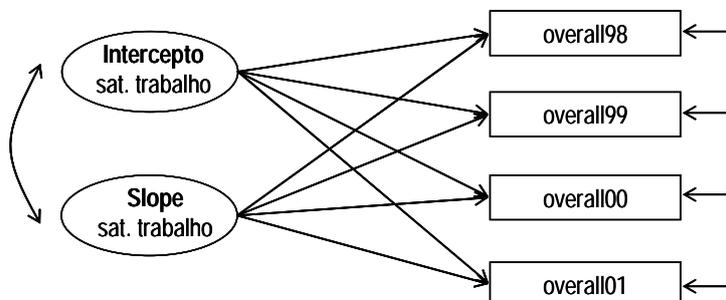
	1998	1999	2000	2001
<b>CFI</b>	0,989	0,996	0,998	1,000
<b>NNFI</b>	0,982	0,993	0,997	1,000
<b>RMSEA</b>	0,066	0,043	0,029	0,006
<b>AIC</b>	129,993	73,983	52,183	33,853

#### 6.4 NOTA SOBRE O PROCEDIMENTO SUGERIDO POR DUNCAN *ET AL.* RELATIVO À ESTIMAÇÃO DE LGCM COM VARIÁVEIS ORDINAIS EM LISREL

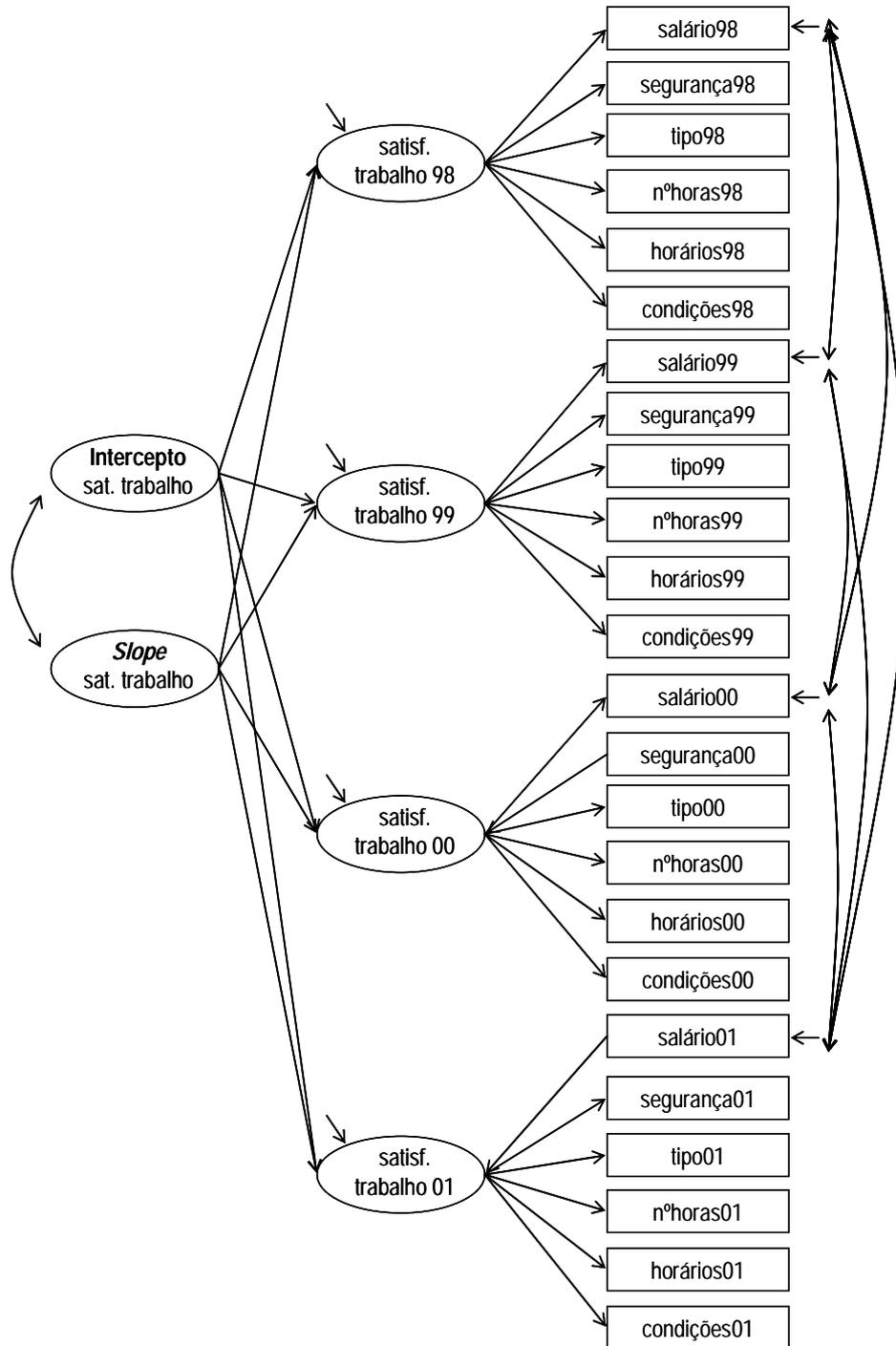
A estimação de um modelo de trajectória latente com variáveis ordinais em LISREL implica três passos diferenciados: no primeiro é calculada a matriz de correlações policóricas sob a condição de *thresholds* invariantes; no segundo, sob a mesma condição, é calculada a matriz de variâncias-covariâncias assintóticas das correlações amostrais; e no terceiro, recorrendo à informação gerada nos dois primeiros passos, estimam-se então os parâmetros do modelo de trajectória latente. Notou-se, no entanto, que o primeiro passo, tal como exposto por Duncan *et al.* (2006), tornava a construção das linhas de comandos do terceiro passo num processo muito moroso e bastante sujeito a erros. Isto porque, no primeiro passo, não se pedia que a matriz de correlações policórica fosse gravada num ficheiro externo – como acontece para o caso da matriz de variâncias-covariâncias assintóticas – mas sim mostrada no *output*, bem como as médias e os desvios-padrão. Isto implica que, no terceiro passo, na construção da folha de comandos que dá origem ao modelo final, se tenham de introduzir manualmente tanto a matriz de correlações como as médias e os desvios-padrão. Ora, em modelos com a complexidade dos que são neste trabalho estimados, a quantidade de valores a copiar para a folha de comandos é enorme, havendo, assim, uma grande probabilidade de ocorrência de erros de inserção. Considerou-se, então, que, se a matriz de correlações policóricas já tinha sido utilizada em modelos mais simples em formato de ficheiro autónomo, não parecia haver motivo para que não pudesse funcionar de igual forma para modelos mais complexos. Assim, estimaram-se dois modelos exactamente iguais com a única diferença de que num deles se utilizou as linhas de comandos exactamente como fornecidas por Duncan *et al.* e, no outro, se introduziu a matriz de correlações policóricas através de um ficheiro externo. Chegou-se à conclusão que as estimativas para um e outro modelo são idênticas e que só não serão iguais por uma questão de arredondamento dos valores das correlações. Recomenda-se pois ao utilizador a gravação (no 1º passo) da matriz de correlações policóricas num ficheiro externo, procedimento equivalente ao utilizado no 2º passo para a gravação da matriz de variâncias-covariâncias assintóticas em ficheiro autónomo. Isto permitirá ao utilizador de LISREL ter mais confiança aquando da elaboração das linhas de comando do modelo final de trajectória latente.

## 6.5 DIAGRAMAS DOS MODELOS CONCEPTUAIS DAS TRAJECTÓRIAS LATENTES

Representação do modelo conceptual de modelação da trajectória do *overall job satisfaction*

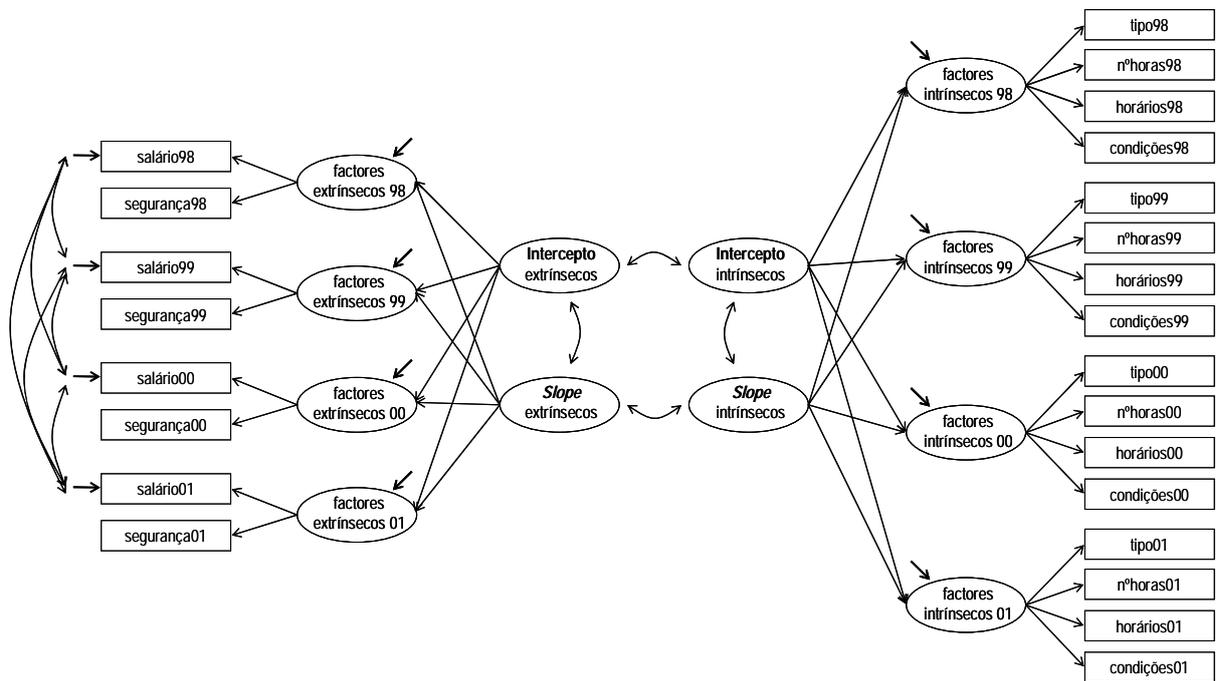


Representação do modelo conceptual de modelação da trajectória de 1 factor latente de satisfação no trabalho



Note-se que estão representadas as variâncias e covariâncias dos erros de medida apenas para a variável 'satisfação com o salário'. Apesar de se considerarem também as variâncias e covariâncias dos erros das restantes medidas repetidas, optou-se por não as representar nesta figura uma vez que tornaria ilegível.

**Representação do modelo conceptual de modelação da trajectória de 2 factores latentes de satisfação no trabalho**



Aplica-se também aqui a nota feita relativamente à representação modelo conceptual anterior, no que diz respeito à representação gráfica das variâncias e covariâncias dos erros das medidas repetidas.

**6.6 MODELAÇÃO DE DIFERENTES CONFIGURAÇÕES DAS RELAÇÕES ESTRUTURAIS ENTRE INTERCEPTOS E DECLIVES DO MODELO BIFACTORIAL**

**Estimativas**

	MODELO A		MODELO B	
	Satisf. Trabalho		Satisf. Trabalho	
	intrínsecos	extrínsecos	intrínsecos	extrínsecos
MD slope	0,010	0,022*	0,013	0,025*
VAR slope	0,031*	0,011*	0,035*	0,013*
VAR intercepto	0,465*	0,252*	0,475*	0,254*
COV INTint INTtext	0,371*		0,315*	
COV INTint SLOPEint	-0,044*		-0,038*	
COV INTtext SLOPEext	-0,009*		-0,003	
COV SLOPEint SLOPEext	0,032*		0,016*	
COV INTint SLOPEext	-0,041*		-----	
COV INTtext SLOPEint	-0,042*		-----	

Nota: Estimativas significativas a 5% assinaladas com (\*).

	MODELO C			MODELO D			MODELO E	
	Satisf. Trabalho			Satisf. Trabalho			Satisf. Trabalho	
	intr	extr		intr	extr		intr	extr
MD slope	0,010	0,022*	MD slope	-0,020*	0,022*	MD slope	0,010	0,013*
VAR slope	0,030*	0,019*	VAR slope	0,003	0,023*	VAR slope	0,036*	-0,015*
VAR intercepto	0,478*	0,294*	VAR intercepto	-0,010*	0,295*	VAR intercepto	0,477*	-0,033*
COV INTint INText	0,366*		INTint on INText	1,252*		INText on INTint	0,774*	
SLOPEint on INTint	-0,105*		COV INTint SLOPEint	0,008		COV INTint SLOPEint	-0,049*	
SLOPEext on INText	-0,103*		COV INText SLOPEext	-0,031*		COV INText SLOPEext	0,022*	
COV SLOPEint SLOPEext	0,026*		SLOPEint on SLOPEext	1,343*		SLOPEext on SLOPEint	0,843*	
COV INTint SLOPEext	-----		COV INTint SLOPEext	-----		COV INTint SLOPEext	-----	
COV INText SLOPEint	-----		COV INText SLOPEint	-----		COV INText SLOPEint	-----	

Nota: Estimativas significativas a 5% assinaladas com (\*).

#### Legenda:

MD – média

VAR – variância

COV – covariância

slope – declive

INTint – intercepto dos factores intrínsecos

INText – intercepto dos factores extrínsecos

SLOPEint – declive dos factores intrínsecos

SLOPEext – declive dos factores extrínsecos

#### Medidas de bondade do ajustamento dos modelos

	modelo A	modelo B	modelo C	modelo D	modelo E
<b>CFI</b>	0,842	0,823	0,841	0,841	0,843
<b>TLI</b>	0,981	0,979	0,981	0,981	0,982
<b>RMSEA</b>	0,095	0,101	0,094	0,094	0,094

## 6.7 MODELOS DE TRAJECTÓRIA LATENTE NÃO CONDICIONADA (LISREL)

Estimativas dos três modelos de trajectória latente não condicionada (LISREL)

	Overall	Satisf. Trabalho	Satisf. Trabalho	
	Satisf. Trabalho	Factor latente	Factores intrínsecos	Factores extrínsecos
MD slope	-0,007	0,002	-0,002	0,017*
VAR slope	0,041*	0,009*	0,031*	0,009
VAR intercepto	0,839*	0,157*	0,477*	0,237*
COV intercepto e slope	-0,088*	-0,014*	-----	-----
COV INTint INTText	-----	-----	0,330*	
COV INTint SLOPEint	-----	-----	-0,011	
COV INTText SLOPEext	-----	-----	0,012	
COV SLOPEint SLOPEext	-----	-----	0,024*	

Nota: Estimativas significativas a 5% assinaladas com (\*).

## 6.8 LINHAS DE COMANDO DE MPLUS UTILIZADAS

As linhas de comando apresentadas de seguida correspondem às utilizadas para a estimação dos vários modelos apresentados ao longo deste trabalho. Note-se ainda que, para as análises factoriais confirmatórias, são apresentadas apenas as linhas de comando para o ano de 2001 dado que o procedimento é equivalente para os restantes períodos em análise.

O modelo mais complexo está ainda comentado com notas explicativas dos comandos (assinalados a vermelho) de forma a poderem ser úteis para futuros utilizadores desta metodologia. Optou-se por comentar o modelo mais complexo uma vez que todos os comandos usados nos modelos mais simples estão também contidos naquele.

---

### Análise factorial confirmatória (2 factores)

---

Title: AFC - factores intrínsecos e extrínsecos 2001

Data:

File is sat3\_4w21.dat ;

Variable:

Names are

s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98 s\_earn99 s\_secu99  
s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_earn00 s\_secu00 s\_type00 s\_num00  
s\_time00 s\_cond00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01 s\_num01 s\_time01 s\_cond01;

```

Missing are all (-9999) ;
USEVARIABLES ARE s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01;
CATEGORICAL ARE s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01;

MODEL:  JSExt01 BY s_earn01 s_secu01;
        JSInt01 BY s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01 ;

OUTPUT:  STANDARDIZED;

```

---



---

**Análise factorial confirmatória (1 factor)**

---



---

Title: AFC - 1 factor 2001

```

Data:
  File is sat3_4w2l.dat ;
Variable:
  Names are
    s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98 s_earn99 s_secu99
    s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_earn00 s_secu00 s_type00 s_num00
    s_time00 s_cond00 s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01;
  Missing are all (-9999) ;
  USEVARIABLES ARE s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01;
  CATEGORICAL ARE s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01;

MODEL:  JS01 BY s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01 ;

OUTPUT:  STANDARDIZED;

```

---



---

**Modelo de trajetória latente não condicionada – overall job satisfaction**

---



---

TITLE: LGCM não condicionada com medidas repetidas ordinais - overall job satisfaction

```

Data:
  File is 4w_det5.dat ;
Variable:
  Names are
    s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98 s_dist98 s_earn99
    s_secu99 s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_dist99 s_earn00 s_secu00
    s_type00 s_num00 s_time00 s_cond00 s_dist00 s_earn01 s_secu01 s_type01
    s_num01 s_time01 s_cond01 s_dist01 ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01
    Sex98 Sector98 contra98 age1 age2 age3 age4 age5 educ1 educ2 educ3
    health1 health2 health3 estciv1 estciv2 estciv3 horas1 horas2 horas3
    overqu98;
  Missing are all (-9999) ;
  USEVARIABLES ARE  ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01;
  CATEGORICAL ARE  ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01;

MODEL:
  IntJS SlopJS | ovjsat98@0 ovjsat99@1 ovjsat00@2 ovjsat01@3 ;

OUTPUT:  STANDARDIZED residual modindices tech4;

```

---

**Modelo de trajectória latente não condicionada – 1 factor**


---

TITLE: LGCM não condicionada de 2ª ordem com indicadores ordinais -  
satisfação no trabalho (1 factor)

Data:

File is sat3\_4w21.dat ;

Variable:

Names are

s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98 s\_earn99 s\_secu99  
s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_earn00 s\_secu00 s\_type00 s\_num00  
s\_time00 s\_cond00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01 s\_num01 s\_time01  
s\_cond01;

Missing are all (-9999) ;

USEVARIABLES ARE s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98  
s\_earn99 s\_secu99 s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_earn00 s\_secu00  
s\_type00 s\_num00 s\_time00 s\_cond00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01 s\_num01  
s\_time01 s\_cond01;

CATEGORICAL ARE s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98  
s\_earn99 s\_secu99 s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_earn00 s\_secu00  
s\_type00 s\_num00 s\_time00 s\_cond00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01 s\_num01  
s\_time01 s\_cond01;

MODEL: JS98 BY s\_earn98

s\_secu98-s\_cond98 (1-5) ;

JS99 BY s\_earn99

s\_secu99-s\_cond99 (1-5);

JS00 BY s\_earn00

s\_secu00-s\_cond00 (1-5);

JS01 BY s\_earn01

s\_secu01-s\_cond01 (1-5);

[s\_type98\$1 s\_type99\$1 s\_type00\$1 s\_type01\$1] (24);  
[s\_type98\$2 s\_type99\$2 s\_type00\$2 s\_type01\$2] (35);  
[s\_type98\$3 s\_type99\$3 s\_type00\$3 s\_type01\$3] (6);  
[s\_type98\$4 s\_type99\$4 s\_type00\$4 s\_type01\$4] (7);  
[s\_type98\$5 s\_type99\$5 s\_type00\$5 s\_type01\$5] (8);

[s\_num98\$1 s\_num99\$1 s\_num00\$1 s\_num01\$1] (9);  
[s\_num98\$2 s\_num99\$2 s\_num00\$2 s\_num01\$2] (10);  
[s\_num98\$3 s\_num99\$3 s\_num00\$3 s\_num01\$3] (11);  
[s\_num98\$4 s\_num99\$4 s\_num00\$4 s\_num01\$4] (12);  
[s\_num98\$5 s\_num99\$5 s\_num00\$5 s\_num01\$5] (13);

[s\_time98\$1 s\_time99\$1 s\_time00\$1 s\_time01\$1] (14);  
[s\_time98\$2 s\_time99\$2 s\_time00\$2 s\_time01\$2] (15);  
[s\_time98\$3 s\_time99\$3 s\_time00\$3 s\_time01\$3] (16);  
[s\_time98\$4 s\_time99\$4 s\_time00\$4 s\_time01\$4] (17);  
[s\_time98\$5 s\_time99\$5 s\_time00\$5 s\_time01\$5] (18);

[s\_cond98\$1 s\_cond99\$1 s\_cond00\$1 s\_cond01\$1] (19);  
[s\_cond98\$2 s\_cond99\$2 s\_cond00\$2 s\_cond01\$2] (20);  
[s\_cond98\$3 s\_cond99\$3 s\_cond00\$3 s\_cond01\$3] (21);  
[s\_cond98\$4 s\_cond99\$4 s\_cond00\$4 s\_cond01\$4] (22);  
[s\_cond98\$5 s\_cond99\$5 s\_cond00\$5 s\_cond01\$5] (23);

[s\_earn98\$1 s\_earn99\$1 s\_earn00\$1 s\_earn01\$1] (25);  
[s\_earn98\$2 s\_earn99\$2 s\_earn00\$2 s\_earn01\$2] (26);  
[s\_earn98\$3 s\_earn99\$3 s\_earn00\$3 s\_earn01\$3] (27);  
[s\_earn98\$4 s\_earn99\$4 s\_earn00\$4 s\_earn01\$4] (28);  
[s\_earn98\$5 s\_earn99\$5 s\_earn00\$5 s\_earn01\$5] (29);

[s\_secu98\$1 s\_secu99\$1 s\_secu00\$1 s\_secu01\$1] (30);  
[s\_secu98\$2 s\_secu99\$2 s\_secu00\$2 s\_secu01\$2] (31);  
[s\_secu98\$3 s\_secu99\$3 s\_secu00\$3 s\_secu01\$3] (32);

```

[s_secu98$4 s_secu99$4 s_secu00$4 s_secu01$4] (33);
[s_secu98$5 s_secu99$5 s_secu00$5 s_secu01$5] (34);

{s_earn98-s_cond98@1 s_earn99-s_cond01};

IntJS SloJS | JS98@0 JS99@1 JS00@2 JS01@3;

s_earn98-s_cond98 PWITH s_earn99-s_cond99 ;
s_earn98-s_cond98 PWITH s_earn00-s_cond00 ;
s_earn98-s_cond98 PWITH s_earn01-s_cond01 ;
s_earn99-s_cond99 PWITH s_earn00-s_cond00 ;
s_earn99-s_cond99 PWITH s_earn01-s_cond01 ;
s_earn00-s_cond00 PWITH s_earn01-s_cond01 ;

OUTPUT: STANDARDIZED residual modindices tech4;

```

---



---

### Modelo de trajetória latente não condicionada – 2 factores

---



---

TITLE: LGCM não condicionada de 2ª ordem com indicadores ordinais -  
satisfação no trabalho (2 factores: JSINT e JSEXT)

Data:

File is sat3\_4w2l.dat ;

Variable:

Names are

```

s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98 s_earn99 s_secu99
s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_earn00 s_secu00 s_type00 s_num00
s_time00 s_cond00 s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01
s_cond01;

```

Missing are all (-9999) ;

```

USEVARIABLES ARE s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98
s_earn99 s_secu99 s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_earn00 s_secu00
s_type00 s_num00 s_time00 s_cond00 s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01
s_time01 s_cond01;

```

```

CATEGORICAL ARE s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98
s_earn99 s_secu99 s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_earn00 s_secu00
s_type00 s_num00 s_time00 s_cond00 s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01
s_time01 s_cond01;

```

```

MODEL: JSInt98 BY s_type98
      s_num98-s_cond98 (1-3) ;
JSInt99 BY s_type99
      s_num99-s_cond99 (1-3);
JSInt00 BY s_type00
      s_num00-s_cond00 (1-3);
JSInt01 BY s_type01
      s_num01-s_cond01 (1-3) ;

```

```

[s_type98$1 s_type99$1 s_type00$1 s_type01$1] (4);
[s_type98$2 s_type99$2 s_type00$2 s_type01$2] (5);
[s_type98$3 s_type99$3 s_type00$3 s_type01$3] (6);
[s_type98$4 s_type99$4 s_type00$4 s_type01$4] (7);
[s_type98$5 s_type99$5 s_type00$5 s_type01$5] (8);

[s_num98$1 s_num99$1 s_num00$1 s_num01$1] (9);
[s_num98$2 s_num99$2 s_num00$2 s_num01$2] (10);
[s_num98$3 s_num99$3 s_num00$3 s_num01$3] (11);
[s_num98$4 s_num99$4 s_num00$4 s_num01$4] (12);
[s_num98$5 s_num99$5 s_num00$5 s_num01$5] (13);

[s_time98$1 s_time99$1 s_time00$1 s_time01$1] (14);
[s_time98$2 s_time99$2 s_time00$2 s_time01$2] (15);
[s_time98$3 s_time99$3 s_time00$3 s_time01$3] (16);

```

```

[s_time98$4 s_time99$4 s_time00$4 s_time01$4] (17);
[s_time98$5 s_time99$5 s_time00$5 s_time01$5] (18);

[s_cond98$1 s_cond99$1 s_cond00$1 s_cond01$1] (19);
[s_cond98$2 s_cond99$2 s_cond00$2 s_cond01$2] (20);
[s_cond98$3 s_cond99$3 s_cond00$3 s_cond01$3] (21);
[s_cond98$4 s_cond99$4 s_cond00$4 s_cond01$4] (22);
[s_cond98$5 s_cond99$5 s_cond00$5 s_cond01$5] (23);

{s_type98-s_cond98@1 s_type99-s_cond01};

IntJSInt SloJSInt | JSInt98@0 JSInt99@1 JSInt00@2 JSInt01@3;

s_type98-s_cond98 PWITH s_type99-s_cond99 ;
s_type98-s_cond98 PWITH s_type00-s_cond00 ;
s_type98-s_cond98 PWITH s_type01-s_cond01 ;
s_type99-s_cond99 PWITH s_type00-s_cond00 ;
s_type99-s_cond99 PWITH s_type01-s_cond01 ;
s_type00-s_cond00 PWITH s_type01-s_cond01 ;

JSExt98 BY s_earn98
      s_secu98 (24) ;
JSExt99 BY s_earn99
      s_secu99 (24) ;
JSExt00 BY s_earn00
      s_secu00 (24) ;
JSExt01 BY s_earn01
      s_secu01 (24) ;

[s_earn98$1 s_earn99$1 s_earn00$1 s_earn01$1] (25);
[s_earn98$2 s_earn99$2 s_earn00$2 s_earn01$2] (26);
[s_earn98$3 s_earn99$3 s_earn00$3 s_earn01$3] (27);
[s_earn98$4 s_earn99$4 s_earn00$4 s_earn01$4] (28);
[s_earn98$5 s_earn99$5 s_earn00$5 s_earn01$5] (29);

[s_secu98$1 s_secu99$1 s_secu00$1 s_secu01$1] (30);
[s_secu98$2 s_secu99$2 s_secu00$2 s_secu01$2] (31);
[s_secu98$3 s_secu99$3 s_secu00$3 s_secu01$3] (32);
[s_secu98$4 s_secu99$4 s_secu00$4 s_secu01$4] (33);
[s_secu98$5 s_secu99$5 s_secu00$5 s_secu01$5] (34);

{s_earn98-s_secu98@1 s_earn99-s_secu01};

IntJSEXT SloJSEXT | JSExt98@0 JSExt99@1 JSExt00@2 JSExt01@3;

s_earn98-s_secu98 PWITH s_earn99-s_secu99 ;
s_earn98-s_secu98 PWITH s_earn00-s_secu00 ;
s_earn98-s_secu98 PWITH s_earn01-s_secu01 ;
s_earn99-s_secu99 PWITH s_earn00-s_secu00 ;
s_earn99-s_secu99 PWITH s_earn01-s_secu01 ;
s_earn00-s_secu00 PWITH s_earn01-s_secu01 ;

IntJSInt with IntJSEXT ;
SloJSInt with SloJSEXT ;
IntJSInt with SloJSInt ;
IntJSEXT with SloJSEXT ;
IntJSEXT with SloJSInt @ 0;
IntJSInt with SloJSEXT @ 0;

```

OUTPUT: STANDARDIZED residual modindices tech4;

---

**Modelo de trajetória latente condicionada – overall job satisfaction**


---

TITLE: LGCM condicionada com medidas repetidas ordinais - overall job satisfaction

Data:

File is 4w\_det5.dat ;

Variable:

Names are

s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98 s\_dist98 s\_earn99  
s\_secu99 s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_dist99 s\_earn00 s\_secu00  
s\_type00 s\_num00 s\_time00 s\_cond00 s\_dist00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01  
s\_num01 s\_time01 s\_cond01 s\_dist01 ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01  
Sex98 Sector98 contra98 age1 age2 age3 age4 age5 educ1 educ2 educ3  
health1 health2 health3 estciv1 estciv2 estciv3 horas1 horas2 horas3  
overqu98;

Missing are all (-9999) ;

USEVARIABLES ARE ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01 Sex98 Sector98  
contra98 age2 age3 age4 age5 educ2 educ3 health2 health3 estciv2  
estciv3 horas2 horas3 overqu98;

CATEGORICAL ARE ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01;

MODEL:

IntJS SlopJS | ovjsat98@0 ovjsat99@1 ovjsat00@2 ovjsat01@3 ;

IntJS SlopJS ON Sex98 Sector98 contra98 age2 age3 age4 age5 educ2 educ3  
health2 health3 estciv2 estciv3 horas2 horas3 overqu98;

OUTPUT: STANDARDIZED residual modindices tech4;

---

**Modelo de trajetória latente condicionada – 1 factor**


---

TITLE: LGCM condicionada de 2ª ordem com indicadores ordinais - satisfação no trabalho (1 factor)

Data:

File is 4w\_det5.dat ;

Variable:

Names are

s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98 s\_dist98 s\_earn99  
s\_secu99 s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_dist99 s\_earn00 s\_secu00  
s\_type00 s\_num00 s\_time00 s\_cond00 s\_dist00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01  
s\_num01 s\_time01 s\_cond01 s\_dist01 ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01  
Sex98 Sector98 contra98 age1 age2 age3 age4 age5 educ1 educ2 educ3  
health1 health2 health3 estciv1 estciv2 estciv3 horas1 horas2 horas3  
overqu98;

Missing are all (-9999) ;

USEVARIABLES ARE s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98  
s\_earn99 s\_secu99 s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_earn00 s\_secu00  
s\_type00 s\_num00 s\_time00 s\_cond00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01 s\_num01  
s\_time01 s\_cond01 Sex98 Sector98 contra98 age2 age3 age4 age5 educ2  
educ3 health2 health3 estciv2 estciv3 horas2 horas3 overqu98;

CATEGORICAL ARE s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98  
s\_earn99 s\_secu99 s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_earn00 s\_secu00  
s\_type00 s\_num00 s\_time00 s\_cond00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01 s\_num01  
s\_time01 s\_cond01;

MODEL: JS98 BY s\_earn98

s\_secu98-s\_cond98 (1-5) ;

JS99 BY s\_earn99

s\_secu99-s\_cond99 (1-5);

JS00 BY s\_earn00

s\_secu00-s\_cond00 (1-5);

```

JS01 BY s_earn01
      s_secu01-s_cond01 (1-5);

[s_type98$1 s_type99$1 s_type00$1 s_type01$1] (24);
[s_type98$2 s_type99$2 s_type00$2 s_type01$2] (35);
[s_type98$3 s_type99$3 s_type00$3 s_type01$3] (6);
[s_type98$4 s_type99$4 s_type00$4 s_type01$4] (7);
[s_type98$5 s_type99$5 s_type00$5 s_type01$5] (8);

[s_num98$1 s_num99$1 s_num00$1 s_num01$1] (9);
[s_num98$2 s_num99$2 s_num00$2 s_num01$2] (10);
[s_num98$3 s_num99$3 s_num00$3 s_num01$3] (11);
[s_num98$4 s_num99$4 s_num00$4 s_num01$4] (12);
[s_num98$5 s_num99$5 s_num00$5 s_num01$5] (13);

[s_time98$1 s_time99$1 s_time00$1 s_time01$1] (14);
[s_time98$2 s_time99$2 s_time00$2 s_time01$2] (15);
[s_time98$3 s_time99$3 s_time00$3 s_time01$3] (16);
[s_time98$4 s_time99$4 s_time00$4 s_time01$4] (17);
[s_time98$5 s_time99$5 s_time00$5 s_time01$5] (18);

[s_cond98$1 s_cond99$1 s_cond00$1 s_cond01$1] (19);
[s_cond98$2 s_cond99$2 s_cond00$2 s_cond01$2] (20);
[s_cond98$3 s_cond99$3 s_cond00$3 s_cond01$3] (21);
[s_cond98$4 s_cond99$4 s_cond00$4 s_cond01$4] (22);
[s_cond98$5 s_cond99$5 s_cond00$5 s_cond01$5] (23);

[s_earn98$1 s_earn99$1 s_earn00$1 s_earn01$1] (25);
[s_earn98$2 s_earn99$2 s_earn00$2 s_earn01$2] (26);
[s_earn98$3 s_earn99$3 s_earn00$3 s_earn01$3] (27);
[s_earn98$4 s_earn99$4 s_earn00$4 s_earn01$4] (28);
[s_earn98$5 s_earn99$5 s_earn00$5 s_earn01$5] (29);

[s_secu98$1 s_secu99$1 s_secu00$1 s_secu01$1] (30);
[s_secu98$2 s_secu99$2 s_secu00$2 s_secu01$2] (31);
[s_secu98$3 s_secu99$3 s_secu00$3 s_secu01$3] (32);
[s_secu98$4 s_secu99$4 s_secu00$4 s_secu01$4] (33);
[s_secu98$5 s_secu99$5 s_secu00$5 s_secu01$5] (34);

{s_earn98-s_cond98@1 s_earn99-s_cond01};

IntJS SloJS | JS98@0 JS99@1 JS00@2 JS01@3;

s_earn98-s_cond98 PWITH s_earn99-s_cond99 ;
s_earn98-s_cond98 PWITH s_earn00-s_cond00 ;
s_earn98-s_cond98 PWITH s_earn01-s_cond01 ;
s_earn99-s_cond99 PWITH s_earn00-s_cond00 ;
s_earn99-s_cond99 PWITH s_earn01-s_cond01 ;
s_earn00-s_cond00 PWITH s_earn01-s_cond01 ;

IntJS SloJS ON Sex98 Sector98 contra98 age2 age3 age4 age5 educ2
educ3 health2 health3 estciv2 estciv3 horas2 horas3 overqu98;

OUTPUT: STANDARDIZED residual modindices tech4;

```

---

**Modelo de trajetória latente condicionada – 2 factores**

---

TITLE: LGCM condicionada de 2ª ordem com indicadores ordinais - satisfação no trabalho (2 factores: JSINT e JSEXT)

Data:

File is 4w\_det5.dat ;

Variable:

Names are

```

s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98 s_dist98 s_earn99
s_secu99 s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_dist99 s_earn00 s_secu00
s_type00 s_num00 s_time00 s_cond00 s_dist00 s_earn01 s_secu01 s_type01
s_num01 s_time01 s_cond01 s_dist01 ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01
Sex98 Sector98 contra98 age1 age2 age3 age4 age5 educ1 educ2 educ3
health1 health2 health3 estciv1 estciv2 estciv3 horas1 horas2 horas3
overqu98;
[variáveis que constam da base de dados]
Missing are all (-9999) ;
[definição dos códigos dos valores omissos]
USEVARIABLES ARE s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98
s_earn99 s_secu99 s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_earn00 s_secu00
s_type00 s_num00 s_time00 s_cond00 s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01
s_time01 s_cond01 Sex98 Sector98 contra98 age2 age3 age4 age5 educ2
educ3 health2 health3 estciv2 estciv3 horas2 horas3 overqu98;
[selecção das variáveis a utilizar no modelo]
CATEGORICAL ARE s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98
s_earn99 s_secu99 s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_earn00 s_secu00
s_type00 s_num00 s_time00 s_cond00 s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01
s_time01 s_cond01;
[definição de quais as variáveis que são categóricas]

MODEL: JSInt98 BY s_type98
s_num98-s_cond98 (1-3) ;
[variável latente 'factores intrínsecos' em 1998 é medida pelas variáveis
manifestas 'tipo98' e pela 'nº horas98' até à 'condições98']
JSInt99 BY s_type99
s_num99-s_cond99 (1-3);
JSInt00 BY s_type00
s_num00-s_cond00 (1-3);
JSInt01 BY s_type01
s_num01-s_cond01 (1-3) ;

[s_type98$1 s_type99$1 s_type00$1 s_type01$1] (4);
[s_type98$2 s_type99$2 s_type00$2 s_type01$2] (5);
[s_type98$3 s_type99$3 s_type00$3 s_type01$3] (6);
[s_type98$4 s_type99$4 s_type00$4 s_type01$4] (7);
[s_type98$5 s_type99$5 s_type00$5 s_type01$5] (8);
[restrição da igualdade de thresholds para cada variável ao longo do tempo]

[s_num98$1 s_num99$1 s_num00$1 s_num01$1] (9);
[s_num98$2 s_num99$2 s_num00$2 s_num01$2] (10);
[s_num98$3 s_num99$3 s_num00$3 s_num01$3] (11);
[s_num98$4 s_num99$4 s_num00$4 s_num01$4] (12);
[s_num98$5 s_num99$5 s_num00$5 s_num01$5] (13);

[s_time98$1 s_time99$1 s_time00$1 s_time01$1] (14);
[s_time98$2 s_time99$2 s_time00$2 s_time01$2] (15);
[s_time98$3 s_time99$3 s_time00$3 s_time01$3] (16);
[s_time98$4 s_time99$4 s_time00$4 s_time01$4] (17);
[s_time98$5 s_time99$5 s_time00$5 s_time01$5] (18);

[s_cond98$1 s_cond99$1 s_cond00$1 s_cond01$1] (19);
[s_cond98$2 s_cond99$2 s_cond00$2 s_cond01$2] (20);
[s_cond98$3 s_cond99$3 s_cond00$3 s_cond01$3] (21);
[s_cond98$4 s_cond99$4 s_cond00$4 s_cond01$4] (22);
[s_cond98$5 s_cond99$5 s_cond00$5 s_cond01$5] (23);

{s_type98-s_cond98@1 s_type99-s_cond01};
[scale factors]

IntJSInt SloJSInt | JSInt98@0 JSInt99@1 JSInt00@2 JSInt01@3;
[definição do modelo de trajetória linear]

s_type98-s_cond98 PWITH s_type99-s_cond99 ;
s_type98-s_cond98 PWITH s_type00-s_cond00 ;
s_type98-s_cond98 PWITH s_type01-s_cond01 ;

```

```

s_type99-s_cond99 PWITH s_type00-s_cond00 ;
s_type99-s_cond99 PWITH s_type01-s_cond01 ;
s_type00-s_cond00 PWITH s_type01-s_cond01 ;
[estimação das covariâncias dos erros das medidas repetidas ao longo dos
períodos considerados]

```

[parametrização equivalente à anterior, agora para o factor relativo aos factores extrínsecos]

```

JSExt98 BY s_earn98
      s_secu98 (24) ;
JSExt99 BY s_earn99
      s_secu99 (24) ;
JSExt00 BY s_earn00
      s_secu00 (24) ;
JSExt01 BY s_earn01
      s_secu01 (24) ;

[s_earn98$1 s_earn99$1 s_earn00$1 s_earn01$1] (25);
[s_earn98$2 s_earn99$2 s_earn00$2 s_earn01$2] (26);
[s_earn98$3 s_earn99$3 s_earn00$3 s_earn01$3] (27);
[s_earn98$4 s_earn99$4 s_earn00$4 s_earn01$4] (28);
[s_earn98$5 s_earn99$5 s_earn00$5 s_earn01$5] (29);

[s_secu98$1 s_secu99$1 s_secu00$1 s_secu01$1] (30);
[s_secu98$2 s_secu99$2 s_secu00$2 s_secu01$2] (31);
[s_secu98$3 s_secu99$3 s_secu00$3 s_secu01$3] (32);
[s_secu98$4 s_secu99$4 s_secu00$4 s_secu01$4] (33);
[s_secu98$5 s_secu99$5 s_secu00$5 s_secu01$5] (34);

{s_earn98-s_secu98@1 s_earn99-s_secu01};

```

```
IntJSEXT SloJSEXT | JSExt98@0 JSExt99@1 JSExt00@2 JSExt01@3;
```

```

s_earn98-s_secu98 PWITH s_earn99-s_secu99 ;
s_earn98-s_secu98 PWITH s_earn00-s_secu00 ;
s_earn98-s_secu98 PWITH s_earn01-s_secu01 ;
s_earn99-s_secu99 PWITH s_earn00-s_secu00 ;
s_earn99-s_secu99 PWITH s_earn01-s_secu01 ;
s_earn00-s_secu00 PWITH s_earn01-s_secu01 ;

```

```

IntJSInt with IntJSEXT ;
SloJSInt with SloJSEXT ;
IntJSInt with SloJSInt ;
IntJSEXT with SloJSEXT ;
IntJSEXT with SloJSInt @ 0;
IntJSInt with SloJSEXT @ 0;

```

[covariâncias dos erros das relações estruturais]

```

IntJSExt SloJSExt ON Sex98 Sector98 contra98 age2 age3 age4 age5 educ2
educ3 health2 health3 estciv2 estciv3 horas2 horas3 overqu98;

```

[introdução de determinantes das trajetórias de satisfação com os factores extrínsecos]

```

IntJSInt SloJSInt ON Sex98 Sector98 contra98 age2 age3 age4 age5
educ2 educ3 health2 health3 estciv2 estciv3 horas2 horas3 overqu98;

```

[introdução de determinantes das trajetórias de satisfação com os factores intrínsecos]

OUTPUT: STANDARDIZED residual modindices tech4;

[apresentar estimativas estandardizadas dos parâmetros e respectivos erros-padrão; apresentar os resíduos; apresentar os índices de modificação; apresentar médias, covariâncias e correlações estimadas para as variáveis latentes]

## 6.9 LINHAS DE COMANDO DE LISREL UTILIZADAS

As linhas de comando apresentadas de seguida correspondem às utilizadas para a estimação dos vários modelos estimados em LISREL e apresentados no presente anexo. Também aqui, para as análises factoriais confirmatórias, são apresentadas apenas as linhas de comando para o ano de 2001 dado que o procedimento é equivalente para os restantes períodos em análise.

O modelo mais complexo está mais uma vez comentado com notas explicativas dos comandos (assinalados a vermelho) de forma a poderem ser úteis para futuros utilizadores desta metodologia.

---



---

### Análise factorial confirmatória (2 factores)

---



---

```

TI AFC - 2001 com duas latentes e 6 manifestas
DA NI=7 NO=2477 MI= -999999 MA=KM
LA
s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01 s_dist01
KM FI='C:\AFC_2\2001\sat01.pm' SY
AC FI=C:\AFC_2\2001\sat01.acm
SE
s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01 /
MO NY=6 NE=2 LY=FU,FI PS=SY,FR TE=DI,FR
LE
JSInt JSExt
VA 1 LY(3,1) LY(1,2)
FR LY(2,2) LY(4,1) LY(5,1) LY(6,1)
PD
OU RS SC ND=3

```

---



---

### Análise factorial confirmatória (1 factor)

---



---

```

TI AFC - 2001 com uma latente e 6 manifestas
DA NI=7 NO=2477 MI= -999999 MA=KM
LA
s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01 s_dist01
KM FI='C:\AFC_2\2001\sat01.pm' SY
AC FI=C:\AFC_2\2001\sat01.acm
SE
s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01 /
MO NY=6 NE=1 LY=FU,FI PS=SY,FR TE=DI,FR
LE
JS01
VA 1 LY(1,1)
FR LY(2,1) LY(3,1) LY(4,1) LY(5,1) LY(6,1)
PD
OU RS SC ND=3

```

---

**Modelo de trajetória latente não condicionada – overall job satisfaction**


---

**1º PASSO**

TI Especificações para a estimação, em PRELIS, das correlações policóricas, medias e desvios-padrão para LGCM com variáveis categoriais - overall job satisfaction  
 DA NI=4 NO=2477  
 LA  
 ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01  
 RA=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\overall\overall.dat  
 OR ALL  
 ET ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01  
 OU MA=PM PM=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\overall\LGCM\_overall\_1p.PM

**2º PASSO**

TI Especificações para a estimação, em PRELIS, da matriz de variâncias-covariâncias assímtóticas sob a assumção de thresholds invariantes - overall job satisfaction  
 DA NI=4 NO=2477  
 LA  
 ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01  
 RA=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\overall\overall.dat  
 OR ALL  
 ET ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01  
 OU MA=CM AC=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\overall\LGCM\_overall\_2p.ACC

**3º PASSO**

TI Especificações para a estimação, em LISREL, de LGCM com variáveis categoriais - com utilização das correlações policóricas, médias, desvios-padrão e variâncias-covariâncias assímtóticas geradas em PRELIS - overall job satisfaction  
 DA NI=4 NO=2477 MA=CM  
 LA  
 ovjsat98 ovjsat99 ovjsat00 ovjsat01  
 PM FI=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\overall\LGCM\_overall\_1p.PM  
 AC FI=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\overall\LGCM\_overall\_2p.ACC  
 MODEL NY=4 NE=2 AL=FI PS=SY,FR LY=FU,FI TE=DI,FR  
 LE  
 INTOver SLOover  
 VA 1 LY 1 1 LY 2 1 LY 3 1 LY 4 1 LY 2 2  
 VA 0 LY 1 2  
 VA 2 LY 3 2  
 VA 3 LY 4 2  
 FR AL 1 AL 2  
 ME  

0.010	0.003	0.000	-0.013
-------	-------	-------	--------

 SD  

1.007	1.006	1.010	0.977
-------	-------	-------	-------

 PD  
 OU SC SE TV ND=5 AD=OFF

---



---

**Modelo de trajectória latente não condicionada – 2 factores**


---



---

**1º PASSO**

TI Especificações para a estimação, em PRELIS, das correlações policóricas, médias e desvios-padrão para LGCM com variáveis categoriais) – 2 factores  
DA NI=24 NO=2477

LA

s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98 s\_earn99 s\_secu99  
s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_earn00 s\_secu00 s\_type00 s\_num00  
s\_time00 s\_cond00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01 s\_num01 s\_time01 s\_cond01  
RA=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\DUAS\_latentes\sat3\_4W2L.dat

[utilização da base de dados em formato livre]

OR ALL

[todas as variáveis são ordinais]

ET s\_earn98 s\_earn99 s\_earn00 s\_earn01

ET s\_secu98 s\_secu99 s\_secu00 s\_secu01

ET s\_type98 s\_type99 s\_type00 s\_type01

ET s\_num98 s\_num99 s\_num00 s\_num01

ET s\_time98 s\_time99 s\_time00 s\_time01

ET s\_cond98 s\_cond99 s\_cond00 s\_cond01

[restrição de igualdade de *thresholds* ao longo do tempo para as variáveis subjacentes a cada variável ordinal manifesta]

OU MA=PM PM=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\DUAS\_latentes\sat4W2L\_1p.PM

[cálculo, e gravação em ficheiro autónomo, da matriz de correlações policóricas]

**2º PASSO**

TI Especificações para a estimação, em PRELIS, da matriz de variâncias-covariâncias assintóticas sob a assumpção de *thresholds* invariantes – 2 factores  
DA NI=24 NO=2477

LA

s\_earn98 s\_secu98 s\_type98 s\_num98 s\_time98 s\_cond98 s\_earn99 s\_secu99  
s\_type99 s\_num99 s\_time99 s\_cond99 s\_earn00 s\_secu00 s\_type00 s\_num00  
s\_time00 s\_cond00 s\_earn01 s\_secu01 s\_type01 s\_num01 s\_time01 s\_cond01  
RA=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\DUAS\_latentes\sat3\_4W2L.dat

OR ALL

[todas as variáveis são ordinais]

ET s\_earn98 s\_earn99 s\_earn00 s\_earn01

ET s\_secu98 s\_secu99 s\_secu00 s\_secu01

ET s\_type98 s\_type99 s\_type00 s\_type01

ET s\_num98 s\_num99 s\_num00 s\_num01

ET s\_time98 s\_time99 s\_time00 s\_time01

ET s\_cond98 s\_cond99 s\_cond00 s\_cond01

[restrição de igualdade de *thresholds* ao longo do tempo para as variáveis subjacentes a cada variável ordinal manifesta]

OU MA=CM AC=C:\LISREL\_mod\_ord\_2\DUAS\_latentes\sat4W2L\_2p.ACC

[cálculo, e gravação em ficheiro autónomo, da matriz de variâncias-covariâncias assintóticas]

**3º PASSO**

TI Especificações para a estimação, em LISREL, de LGCM com variáveis categoriais – com utilização das correlações policóricas, médias, desvios-padrão e variâncias-covariâncias assintóticas geradas em PRELIS – 2 factores  
DA NI=24 NO=2477 MA=CM

LA

```

s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98 s_earn99 s_secu99
s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_earn00 s_secu00 s_type00 s_num00
s_time00 s_cond00 s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01
PM FI=C:\LISREL_mod_ord_2\DUAS_latentes\sat4W2L_1p.PM
[introdução da matriz de correlações policóricas gravada no 1º passo]
AC FI=C:\LISREL_mod_ord_2\DUAS_latentes\sat4W2L_2p.ACC
[introdução da matriz de variâncias-covariâncias assintóticas gravada no 2º
passo]
MODEL NY=24 NE=12 AL=FI PS=SY,FI LY=FU,FI BE=SD,FI TE=SY,FI
LE
JSInt98 JSInt99 JSInt00 JSInt01 INTint SLOint INTtext SLOext JSExt98 JSExt99
JSExt00 JSExt01
VA 1 LY 1 9 LY 7 10 LY 13 11 LY 19 12 LY 3 1 LY 9 2 LY 15 3 LY 21 4
[atribuição de escala a cada variável latente]
FR LY 2 9 LY 4 1 LY 5 1 LY 6 1
[estimação livre dos pesos factoriais das restantes variáveis manifestas em
cada uma das latentes no primeiro momento de observação]
EQ LY 2 9 LY 8 10 LY 14 11 LY 20 12
EQ LY 4 1 LY 10 2 LY 16 3 LY 22 4
EQ LY 5 1 LY 11 2 LY 17 3 LY 23 4
EQ LY 6 1 LY 12 2 LY 18 3 LY 24 4
[restrição de invariância das medidas repetidas ao longo do tempo]
VA 0 BE 9 8 BE 1 6
VA 1 BE 9 7 BE 10 7 BE 11 7 BE 12 7 BE 10 8 BE 1 5 BE 2 5 BE 3 5 BE 4 5
VA 1 BE 2 6
VA 2 BE 11 8 BE 3 6
VA 3 BE 12 8 BE 4 6
[definição dos pesos de cada latente nos interceptos e nos declives -
linear]
FR PS 1 1 PS 2 2 PS 3 3 PS 4 4 PS 5 5 PS 6 6 PS 7 7 PS 8 8 PS 9 9 PS 10 10
FR PS 11 11 PS 12 12
[estimação livre das variâncias dos erros das variáveis latentes]
PS 7 8 PS 7 5 PS 8 6 PS 5 6
[estimação livre de determinadas covariâncias dos erros das relações
estruturais]
FR TE 1 1 TE 2 2 TE 3 3 TE 4 4 TE 5 5 TE 6 6 TE 7 7 TE 8 8 TE 9 9 TE 10 10
FR TE 11 11 TE 12 12 TE 13 13 TE 14 14 TE 15 15 TE 16 16 TE 17 17 TE 18 18
FR TE 19 19 TE 20 20 TE 21 21 TE 22 22 TE 23 23 TE 24 24
[estimação livre das variâncias dos erros das medidas repetidas ao longo dos
períodos considerados]
FR TE 1 7 TE 7 13 TE 13 19 TE 2 8 TE 8 14 TE 14 20 TE 3 9 TE 9 15 TE 15 21
FR TE 4 10 TE 10 16 TE 16 22 TE 5 11 TE 11 17 TE 17 23 TE 6 12 TE 12 18
FR TE 18 24 TE 1 13 TE 1 19 TE 2 14 TE 2 20 TE 7 19 TE 8 20 TE 3 15 TE 3 21
TE 4 16 TE 4 22 TE 5 17 TE 5 23 TE 6 18 TE 6 24 TE 9 21 TE 10 22 TE 11 23
FR TE 12 24
[estimação das covariâncias dos erros das medidas repetidas ao longo dos
períodos considerados]
FR AL 7 AL 8 AL 5 AL 6
[estimação livre das médias das variáveis latentes de 2ª ordem - intercepto
e declive]
ME
-0.041      -0.010      0.006      0.003      0.025      0.013      -0.033
0.003      -0.027      -0.016      -0.032      0.011      0.015      -0.020
0.022      0.006      0.013      -0.010      0.059      0.027      -0.001
0.006      -0.005      -0.014
[médias calculadas no 1º passo, das variáveis latentes subjacentes às
medidas repetidas ordinais]
SD
1.017      1.033      1.024      1.039      1.015      0.999      0.993
1.002      0.980      0.987      0.997      0.969      1.011      1.010
1.005      0.976      0.986      1.014      0.979      0.953      0.990
0.996      1.002      1.017
[desvios-padrão calculados no 1º passo, das variáveis latentes subjacentes
às medidas repetidas ordinais]
PD
OU SC SE TV ND=5 AD=OFF

```

---

**Modelo de trajectória latente não condicionada – 1 factor**


---

Serão apenas apresentadas as linhas de comandos relativas ao 3º passo uma vez que, para este modelo, os dois primeiros passos são exactamente os mesmos que foram apresentados nas linhas de comando do modelo anterior.

```

TI Especificações para a estimação, em LISREL, de LGCM com variáveis
categoriais - com utilização das correlações policóricas, médias, desvios-
padrão e variâncias-covariâncias assintóticas geradas em PRELIS - 1 factor
DA NI=24 NO=2477 MA=CM
LA
s_earn98 s_secu98 s_type98 s_num98 s_time98 s_cond98 s_earn99 s_secu99
s_type99 s_num99 s_time99 s_cond99 s_earn00 s_secu00 s_type00 s_num00
s_time00 s_cond00 s_earn01 s_secu01 s_type01 s_num01 s_time01 s_cond01
PM FI=C:\LISREL_mod_ord_2\DUAS_latentes\sat4W2L_1p.PM
AC FI=C:\LISREL_mod_ord_2\DUAS_latentes\sat4W2L_2p.ACC
MODEL NY=24 NE=6 AL=FI PS=SY,FI LY=FU,FI BE=SD,FI TE=SY,FI
LE
INTER SLOPE JS98 JS99 JS00 JS01
VA 1 LY 1 3 LY 7 4 LY 13 5 LY 19 6
FR LY 2 3 LY 3 3 LY 4 3 LY 5 3 LY 6 3
EQ LY 2 3 LY 8 4 LY 14 5 LY 20 6
EQ LY 3 3 LY 9 4 LY 15 5 LY 21 6
EQ LY 4 3 LY 10 4 LY 16 5 LY 22 6
EQ LY 5 3 LY 11 4 LY 17 5 LY 23 6
EQ LY 6 3 LY 12 4 LY 18 5 LY 24 6
VA 0 BE 3 2
VA 1 BE 3 1 BE 4 1 BE 5 1 BE 6 1 BE 4 2
VA 2 BE 5 2
VA 3 BE 6 2
FR PS 1 1 PS 2 2 PS 3 3 PS 4 4 PS 5 5 PS 6 6 PS 1 2
FR TE 1 1 TE 2 2 TE 3 3 TE 4 4 TE 5 5 TE 6 6 TE 7 7 TE 8 8 TE 9 9 TE 10 10
FR TE 11 11 TE 12 12 TE 13 13 TE 14 14 TE 15 15 TE 16 16 TE 17 17 TE 18 18
FR TE 19 19 TE 20 20 TE 21 21 TE 22 22 TE 23 23 TE 24 24 TE 1 7 TE 7 13
FR TE 13 19 TE 2 8 TE 8 14 TE 14 20 TE 3 9 TE 9 15 TE 15 21 TE 4 10 TE 10 16
FR TE 16 22 TE 5 11 TE 11 17 TE 17 23 TE 6 12 TE 12 18 TE 18 24 TE 1 13
FR TE 1 19 TE 2 14 TE 2 20 TE 7 19 TE 8 20 TE 3 15 TE 3 21 TE 4 16 TE 4 22
FR TE 5 17 TE 5 23 TE 6 18 TE 6 24 TE 9 21 TE 10 22 TE 11 23 TE 12 24
FR AL 1 AL 2
ME
-0.041      -0.010      0.006      0.003      0.025      0.013      -0.033
0.003      -0.027      -0.016     -0.032      0.011      0.015      -0.020
0.022      0.006      0.013     -0.010      0.059      0.027      -0.001
0.006      -0.005     -0.014
SD
1.017      1.033      1.024      1.039      1.015      0.999      0.993
1.002      0.980      0.987      0.997      0.969      1.011      1.010
1.005      0.976      0.986      1.014      0.979      0.953      0.990
0.996      1.002      1.017
PD
OU SC SE TV ND=5 AD=OFF

```