

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

MESTRADO EM ECONOMIA

“A TEORIA INSIDER-OUTSIDER
COM NEGOCIAÇÃO SALARIAL BILATERAL
E O DESEMPREGO NOS PAÍSES DA OCDE”

Duarte Alexandre de Jesus Rodrigues

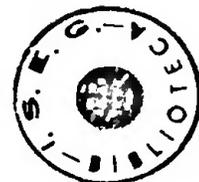
Orientação: Prof. Dr. Vítor Manuel Ribeiro Constâncio

JÚRI: Presidente: Prof. Doutora Margarida Maria Simões Chagas Lopes

Vogais: Prof. Doutora Ana Rute Pedro Cardoso

Prof. Dr. Vítor Manuel Ribeiro Constâncio

Outubro de 1998



UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA

INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

MESTRADO EM ECONOMIA

***“A TEORIA INSIDER-OUTSIDER
COM NEGOCIAÇÃO SALARIAL BILATERAL
E O DESEMPREGO NOS PAÍSES DA OCDE”***

Duarte Alexandre de Jesus Rodrigues

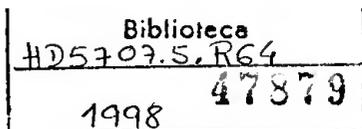
Orientação: Prof. Dr. Vítor Manuel Ribeiro Constâncio

JÚRI: Presidente: Prof. Doutora Margarida Maria Simões Chagas Lopes

Vogais: Prof. Doutora Ana Rute Pedro Cardoso

Prof. Dr. Vítor Manuel Ribeiro Constâncio

Outubro de 1998



UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA

INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

MESTRADO EM ECONOMIA

***“A TEORIA INSIDER-OUTSIDER
COM NEGOCIAÇÃO SALARIAL BILATERAL
E O DESEMPREGO NOS PAÍSES DA OCDE”***

Duarte Alexandre de Jesus Rodrigues

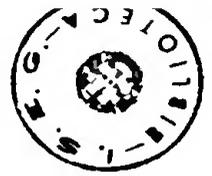
Orientação: Prof. Dr. Vítor Manuel Ribeiro Constâncio

JÚRI: Presidente: Prof. Doutora Margarida Maria Simões Chagas Lopes

Vogais: Prof. Doutora Ana Rute Pedro Cardoso

Prof. Dr. Vítor Manuel Ribeiro Constâncio

Outubro de 1998



RESUMO

Nos últimos anos assistiu-se a um ressurgimento do interesse pelo estudo do desemprego. Surgiram novas teorias de desemprego com o intuito de fundamentar os actuais elevados e persistentes níveis de desemprego. O carácter voluntário ou involuntário do desemprego constitui, novamente, um dos pontos de distinção destas teorias.

O presente trabalho insere-se neste contexto, debruçando-se sobre a contribuição da teoria *Insider-Outsider* para a explicação teórica de fenómenos de desemprego involuntário, bem como avaliando, empiricamente, a sua capacidade de explicar as diferenças entre países da OCDE, quer de níveis de desemprego, quer de graus de persistência do mesmo.

Constata-se que no modelo desenvolvido, onde o salário resulta de um processo de negociação bilateral entre os *insiders* seniores e as firmas, se atinge um nível de desemprego involuntário que depende das variáveis que caracterizam o quadro de negociação (e.g. generosidade dos benefícios de desemprego). Este modelo fundamenta, igualmente, os fenómenos de persistência do desemprego.

Os resultados empíricos atingidos alertam para a necessidade de implementar políticas estruturais que melhorem o funcionamento do mercado de trabalho, complementadas por políticas que garantam a manutenção da procura de modo a evitar recessões que despoletem o fenómeno da persistência do desemprego.

Palavras-chave: Dados de Painel (C23); Negociação Salarial (J50); Teoria *Insider-Outsider* (J59); Desemprego (J64); Persistência do desemprego (J69).

ABSTRACT

In the past few years, a renewed interest on the study of the unemployment phenomenon occurred. New labour theories were developed in order to explain the persistent high levels of unemployment. The unemployment's voluntary or involuntary character is once again one of the main distinguishing marks among these theories.

The present study is itself within this context, taking the *Insider-Outsider Theory* in order to explain in theoretical terms the involuntary unemployment phenomenon and to test its ability in evaluating the differences between OECD countries, both in unemployment levels and patterns of its persistence.

It is inferred that, with a constructed model where wages are function of a bilateral bargaining process between the senior insiders and firms, the level of unemployment depends on the negotiation framework variables (e.g. unemployment benefits). This model equally fundamentals the unemployment persistence phenomena.

The empirical results call for the need of implementing structural policies that improve the labour market efficiency, together with policies that keep the strength of aggregate demand in order to avoid economic recessions that might trigger the unemployment persistence off.

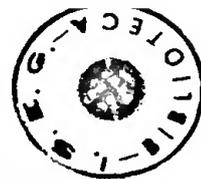
Keywords: Panel Data (C23); Wage Bargaining (J50); Insider-Outsider Theory (J59); Unemployment (J64); Unemployment Persistence (J69).

ÍNDICE

INTRODUÇÃO	10
1. A MODELIZAÇÃO DO MERCADO DE TRABALHO DE ACORDO COM A TEORIA INSIDER-OUTSIDER	14
1.1. A Determinação do Salário - Modelo de Negociação Bilateral	
<i>Right-to-Manage</i>	14
1.1.1. Objectivo do Modelo	16
1.1.2. Enquadramento e Hipóteses de Base	16
1.1.3. Determinação do Salário	20
1.2. A Determinação do Emprego – Modelo WS-LD	29
1.2.1. A Função de Admissão (LD)	29
1.2.2. A Função de Oferta de Trabalho Individual (LS)	30
1.2.3. A Taxa de Desemprego de “Equilíbrio” (NERU)	32
1.3. Conclusões e Debilidades do Modelo	35
2. A PERSISTÊNCIA DO DESEMPREGO	41
2.1. A Noção de Persistência - Histerese	42
2.2. Breve Referência às Teorias Existentes	43
2.2.1. Teoria de Depreciação do Capital Físico	43
2.2.2. Teoria de Depreciação do Capital Humano	45
2.2.3. Modelos de Efeitos da Duração	46
2.3. O Contributo da Teoria <i>Insider-Outsider</i>	48
2.3.1. O Modelo de Blanchard e Summers	48
2.3.2. O Modelo de Alogoskoufis e Manning	58
2.3.3. O Modelo <i>Insider-Outsider</i> com Negociação Salarial Bilateral <i>Right-to-Manage</i>	66

3. DESEMPREGO E ESPECIFICIDADES DOS MERCADOS DE TRABALHO:

<i>UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA OS PAÍSES DA OCDE</i> _____	73
3.1. A Evolução das Taxas de Desemprego e sua Persistência _____	74
3.2. As Especificidades dos Mercados de Trabalho dos Países da OCDE _____	81
3.3. Estimação Econométrica das Funções de Taxa de Desemprego e de Porcentagem de Desemprego de Longa Duração _____	88
CONCLUSÃO _____	92
BIBLIOGRAFIA _____	95
ANEXOS _____	100
Anexo I – A Teoria da Negociação Cooperativa: A Solução de Negociação de Nash Assimétrica _____	I
Anexo II – Dedução da expressão (14) como solução genérica do problema de negociação de Nash _____	III
Anexo III – Derivadas parciais da função de determinação de salários reais _____	IV
Anexo IV – Cálculo (gráfico) dos sinais das derivadas parciais da função de desemprego _____	VI
Anexo V – Lista das Variáveis do Modelo do Capítulo 1 _____	VIII
Anexo VI – Teste de Estacionariedade às séries das taxas de desemprego dos países da OCDE _____	X
Anexo VII – Descrição e Fontes Estatísticas dos indicadores utilizados para descrever as especificidades dos mercados de trabalho _____	XXXII
Anexo VIII – Regressões Econométricas com Dados de Painel para explicar o Logaritmo da Taxa de desemprego e a Porcentagem de Desemprego de Longa Duração _____	XXXIII



LISTA DE QUADROS

Quadro I – Persistência do desemprego no modelo de Alogoskoufis e Manning.....	63
Quadro II – Resultados das regressões para explicar o logaritmo das taxas de desemprego e a percentagem do desemprego de longa duração.....	89
Quadro III – Resultado dos testes de estacionariedade (intervalos de confiança de 95%).....	XIV

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Equilíbrio no mercado de trabalho	33
Figura 2 – Persistência do desemprego	70
Figura 3 – Evolução das taxas de desemprego (1970-97).....	75
Figura 4 – Taxas de desemprego em 1997 e variação 1980-97	76
Figura 5 – Percentagem de desemprego de longa duração (média do período 1989-94).....	79
Figura 6 – Taxa de desemprego e percentagem de desemprego de longa duração (média do período 1989-94).....	80
Figura 7 – Fluxos de entrada e saída do desemprego em 1993.....	81
Figura 8 – Índice de protecção ao emprego	82
Figura 9 – Características dos benefícios de desemprego.....	83
Figura 10 – Densidade sindical e índices de coordenação negocial	84
Figura 11 – <i>Wedge</i> salarial	85
Figura 12 – Políticas activas no mercado de trabalho.....	86
Figura 13 – Variação da taxa de inflação e taxa de juro real.....	87

PREFÁCIO

As elevadas e persistentes taxas de desemprego, que se têm verificado na maioria dos países da Europa Ocidental, designadamente após os choques petrolíferos da década de 70, não têm encontrado na teoria económica uma fundamentação sólida para a sua existência. Esta lacuna tem dificultado a tomada de medidas de política económica eficazes no combate ao desemprego.

Este tema tem dado origem a um vasto leque de investigações sobre as causas e os mecanismos do desemprego, tendo surgido novas teorias sobre o mercado de trabalho (e.g. teoria *Insider-Outsider*, teoria dos Salários de Eficiência) com relativo sucesso, quer a nível teórico, quer a nível empírico.

O sucesso de uma teoria económica de desemprego reside, essencialmente, nos contributos que fornece para a compreensão das diferenças inter-países ao nível das *performances* dos seus mercados de trabalho, constituindo este requisito condição essencial à sugestão de medidas de combate ao desemprego cujas implicações não se revelem demasiado ambíguas.

A tentativa de contribuir para o suprimento da lacuna anteriormente referida constituiu a motivação principal para o desenvolvimento deste trabalho.

Com o objectivo de tentar responder aos intentos anteriores, neste trabalho desenvolve-se um modelo “genérico” da teoria *Insider-Outsider*, com negociação salarial bilateral (entre *insiders seniores* e firma), que fundamenta a existência de desemprego involuntário e determina o seu nível de equilíbrio, bem como o seu grau de persistência. Em termos empíricos, testa-se a capacidade explicativa do modelo para os casos das taxas de desemprego e percentagens de desemprego de longa duração registadas em vinte países da OCDE.

AGRADECIMENTOS

Apesar da responsabilidade deste trabalho ser totalmente minha, a sua elaboração beneficiou de contributos directos ou indirectos de pessoas a quem gostaria de deixar os meus sinceros agradecimentos.

Ao meu orientador, o Prof. Dr. Vítor Constâncio, o meu reconhecimento, quer pelo apoio prestado ao longo da elaboração desta tese, quer pelas matérias leccionadas durante a parte escolar do mestrado, que despertaram em mim um especial interesse pelo tema deste trabalho.

À Fundação para a Ciência e Tecnologia do Ministério da Ciência e Tecnologia pelo apoio financeiro, consubstanciado na concessão de uma bolsa durante o período de elaboração da tese.

Ao Prof. Stephen Nickell da Universidade de Oxford pela disponibilização de grande parte da informação utilizada nos testes empíricos realizados neste trabalho.

Ao Prof. Doutor João Santos Silva pelo apoio prestado ao nível do estudos econométricos realizados.

Ao mestre Paulo Madruga, ao mestre Vítor Escária, ao Dr. Ricardo Mourinho e ao Dr. Tiago Domingues o meu mais sincero agradecimento por toda a colaboração prestada durante o último ano. A estes verdadeiros companheiros gostaria de deixar desejos de sucesso, particularmente, nos seus percursos académicos.

À Carla, aos meus pais e à minha irmã, por todo o apoio, incentivo e compreensão que me concederam e que me permitiu chegar até aqui, o meu mais sincero reconhecimento.



“ . . . market forces appear to set only the outside limits within which the wage bargain will be struck.”

Mackay et al. (1971, p.391) sic (Blanchfower et al., 1990)

11° Mandamento “Thou shalt not steal jobs from your fellow workers by underbidding their wages”

12° Mandamento “Thou shalt not encourage, or accept, job theft by way of wage underbidding”

(Lindbeck, 1993, pag. 32)

INTRODUÇÃO

O desemprego constitui uma manifestação de incapacidade do sistema económico para utilizar todos os recursos disponíveis em mão-de-obra. Ele conduz a que o produto social se situe aquém do potencialmente realizável e, portanto, a que a sociedade perca para sempre um conjunto de bens e serviços que, doutro modo, poderia usufruir, vendo, por conseguinte, diminuído o seu nível de bem-estar.

Tal como refere o Livro Branco para o Crescimento, Competitividade e Emprego (Comissão das Comunidades Europeias; 1993), o desemprego acarreta enormes custos económicos e sociais, salientando-se os custos directos da protecção social aos desempregados, nomeadamente os subsídios de desemprego, a perda de receitas fiscais, o aumento da pobreza e do crime e a diminuição dos níveis de saúde e educação com a consequente deterioração do capital humano dos desempregados.

Conjugando as ideias anteriores com os elevados e persistentes níveis de desemprego registados, nos últimos anos, essencialmente na Europa, é com alguma “naturalidade” que o debate teórico/empírico sobre a problemática do desemprego se tornou num dos principais temas da teoria económica contemporânea.

Os valores atingidos, principalmente nos países europeus, quer pelas taxas de desemprego, quer pela percentagem de desemprego de longa duração, alertam para o facto de este problema estar longe de ser apenas cíclico ou voluntário, importando encontrar fundamentações para a sua existência.

Esta dissertação tem por objectivos, por um lado, demonstrar que existe desemprego involuntário¹, mesmo que todos os agentes ajam de forma racional e otimizadora, e, por outro lado, explicitar quais os factores que determinam os níveis de desemprego. Mais particularmente, avaliar a importância das especificidades, principalmente institucionais, de funcionamento dos mercados de trabalho nacionais na explicação das diferenças existentes entre países ao nível das taxas de desemprego e dos seus graus de persistência.

Partilhando a seguinte ideia de Lindbeck:

“ . . . a market economy cannot function well if the labour market is not also allowed to function as just a market, rather than a tightly regulated administrative system ”.

(Lindbeck, 1994, pag. 15)

será primordial compreender se as regulamentações no mercado de trabalho são ou não responsáveis por taxas de desemprego mais elevadas e mais persistentes.

Para tal modeliza-se o mercado de trabalho de acordo com a teoria *Insider-Outsider*, constituindo parte fundamental do trabalho a avaliação da capacidade desta teoria para retratar os fenómenos de desemprego descritos anteriormente. A opção por este tipo de modelos deve-se à maior adequação à realidade das suas hipóteses, face aos extremos concorrência perfeita e monopólio.

No **primeiro capítulo** desenvolve-se um modelo de determinação do nível de desemprego aplicando os pressupostos da teoria *Insider-Outsider*, que se divide em duas partes sequenciais: a dedução de uma função de determinação de salários, resultante de um processo de negociação salarial bilateral; a determinação do nível de desemprego na economia, conjugando a função de determinação salarial anterior, com uma função genérica de admissão

¹ Considera-se desemprego involuntário, na medida em que os desempregados estão dispostos a trabalhar, e têm capacidade para tal, ao nível salarial existente e com as condições institucionais em vigor, mas não conseguem encontrar emprego.

de trabalhadores². Neste tipo de modelos, o nível de desemprego depende de um jogo de forças entre firmas e *insiders*.

Este modelo apresenta-se bastante abrangente, uma vez que conjuga aspectos de procura de trabalho (e.g. custos de admissão e de despedimento de trabalhadores, choques externos) com aspectos de oferta de trabalho (e.g. sistema de benefícios de desemprego e impostos sobre o trabalho). A principal inovação reside no facto de os poderes de negociação não serem exógenos, mas dependerem de características inerentes ao funcionamento do próprio mercado de trabalho.

No **segundo capítulo** exploram-se os principais contributos desta teoria para a percepção dos fenómenos de persistência do desemprego, depois de um necessário enquadramento sobre esta problemática, onde, para além de se discutir o conceito de persistência, se faz um ponto de situação das teorias explicativas de tal fenómeno.

No que concerne aos contributos da teoria *Insider-Outsider* para a explicação da persistência do desemprego, serão apresentados dois estudos fundamentais nesta matéria, nomeadamente, o de Blanchard e Summers (Blanchard e Summers, 1986) e o de Alogoskoufis e Manning (Alogoskoufis e Manning, 1988a) e expõe-se o modo como o modelo desenvolvido no primeiro capítulo explica este fenómeno.

No **terceiro capítulo** caracteriza-se a evolução das taxas de desemprego dos países da OCDE, bem como os indicadores que caracterizam as especificidades de funcionamento dos seus mercados de trabalho. Posteriormente, e como teste empírico a toda a teoria apresentada, realiza-se um estudo econométrico, para estes países, que avalia qual a real influência das

² Neste estudo admite-se que o mercado de produtos detém as características de um mercado de concorrência perfeita. O objectivo de tal hipótese é o de isolar e salientar os efeitos decorrentes de se admitir que o mercado de trabalho não funciona segundo as regras da concorrência perfeita.

variáveis sugeridas pela teoria como determinantes do nível de desemprego e do seu grau de persistência.

Recorrendo às técnicas de estimação para dados de painel, estima-se uma função de taxa de desemprego e outra de percentagem de desemprego de longa duração, para vinte países da OCDE, utilizando informação para dois períodos (1983-88 e 1989-94).

1. A MODELIZAÇÃO DO MERCADO DE TRABALHO DE ACORDO COM A TEORIA *INSIDER-OUTSIDER*

O mercado de trabalho será modelizado em duas fases: numa primeira fase (secção 1.1.) determina-se o nível salarial de equilíbrio, resultante de uma negociação entre a firma e os *insiders* seniores (tendo em conta as possíveis repercussões sobre o emprego), aqui descrita por um modelo de negociação salarial bilateral *right-to-manage*; posteriormente (secção 1.2.), as firmas tomam as suas decisões sobre o nível de emprego, dado o nível salarial que resultou da negociação, atingindo-se o ponto de equilíbrio do modelo WS-LD (*Wage Setting – Labour Demand*).

1.1. A Determinação do Salário - Modelo de Negociação Bilateral

Right-to-Manage

Existem diversos modelos de negociação salarial: desde os modelos de determinação unilateral do salário, onde este é apenas determinado pelos *insiders* que apenas se preocupam com os seus empregos, também designados de **modelos de histerese (pura)**, e onde qualquer nível de emprego pode ser de equilíbrio; até aos modelos que exploram os **efeitos da duração**, considerando o desemprego como uma *proxy* insuficiente para reflectir as condições de mercado relevantes para *insiders* e firmas e como tal analisando o trabalho como um factor heterogéneo, onde as características específicas dos desempregados determinam a duração do próprio desemprego, bem como a pressão que exercem sobre os salários (Blanchard, 1991).

Para este estudo foi adoptado o **modelo de negociação bilateral *right-to-manage***. A negociação é bilateral porque neste tipo de modelos o salário resulta de uma negociação entre *insiders* e firmas, onde o desemprego afecta os poderes de negociação de ambas as partes, porque determina quão fácil é para os *insiders* encontrarem empregos alternativos e,

simultaneamente, quão fácil é para as firmas encontrarem trabalhadores alternativos, caso não haja acordo.

Facilmente se deduz que o poder de negociação dos *insiders* é função inversa do nível de desemprego. É este facto, de os desempregados influenciarem indirectamente o nível salarial negociado, que confere a este modelo a designação de *Insider-Outsider*. Se tal não acontecesse estaríamos na presença de modelos (unicamente) de *insiders*, anteriormente designados por modelos de histerese.

Por outro lado, é um modelo de negociação *right-to-manage*, porque o emprego não faz parte da negociação, apenas resulta de uma decisão da firma dado o nível salarial negociado (secção 1.2.). Em oposição a este, existem ainda os modelos de negociação eficiente, onde se negociam simultaneamente salários e emprego e como tal se exploram todos os ganhos possíveis de negociação entre *insiders* e firmas.

Layard et al. apresentam algumas razões para o facto de não ser comum a negociação sobre o nível de emprego: primeiro, porque grande parte dos *insiders* não se preocupa com o nível de emprego da firma como tal, apenas com a segurança do seu próprio emprego; segundo, porque quando existem despedimentos eles seguem normalmente uma ordem crescente de acordo com o tempo de permanência na firma, logo como a negociação é realizada apenas com os *insiders* seniores os seus empregos estão mais seguros do que se os despedimentos fossem aleatórios entre todos os trabalhadores; terceiro, nos EUA existe uma justificação adicional que se relaciona com o facto de a greve, como tentativa de conseguir objectivos para o nível de emprego, ser ilegal, deste modo os trabalhadores recusam-se, no seu próprio interesse, a negociar sobre emprego (Layard, Nickell, et al, 1991).

1.1.1. Objectivo do Modelo

Este modelo caracteriza a determinação salarial como resultado de um processo de negociação entre a firma e os *insiders* seniores, quando existem custos de rotação no mercado de trabalho (e.g. custos de despedir, custos de empregar, custos para a firma derivados de actividades – *rent creating activities* - que reduzem a produtividade dos trabalhadores da firma na sua globalidade, quando não há acordo nas negociações) e poder dos *insiders* seniores, resultante desses custos e de diferenciais de produtividade.

1.1.2. Enquadramento e Hipóteses de Base

Este modelo considera quatro tipos de trabalhadores:

- ◇ *insiders* seniores (*is*) – trabalhadores que permanecem na firma onde trabalhavam no período anterior, ou seja, atinge-se este estatuto após trabalhar dois períodos consecutivos na mesma firma.

Estes trabalhadores apresentam uma produtividade marginal de (γA) , onde (γ) é um parâmetro que representa alterações cíclicas como, por exemplo, choques de produtividade, e (A) é uma variável aleatória com densidade $[j(A)]$, diferenciável duas vezes.

Por hipótese, assume-se que todas as firmas se deparam com o mesmo parâmetro (γ) e com a mesma densidade $[j(A)]$, bem como que (A) é independente e identicamente distribuída (iid) entre firmas. As firmas diferem apenas na realização de diferentes valores de (A) , sendo que estes valores são conhecidos depois da determinação salarial, mas antes da determinação do nível de emprego, o que implica que os *insiders* defrontam uma incerteza em relação às respostas do nível de emprego.



A estes trabalhadores está ainda associado um custo de despedimento (F), positivo e igual para todos os trabalhadores.

- ◊ ***insiders entrantes (ie)*** – *insiders* que mudaram para uma nova firma no actual período.

Estes trabalhadores apresentam uma produtividade marginal de $(\tau_i \gamma A)$, inferior à dos *insiders* seniores, na medida em que lhes falta a formação específica da firma em questão.

A admissão deste tipo de trabalhadores requer um custo de admissão (H_i).

- ◊ ***outsiders entrantes (oe)*** – trabalhadores que foram admitidos directamente do conjunto dos desempregados no actual período.

Estes trabalhadores apresentam uma produtividade marginal de $(\tau_o \gamma A)^3$, inferior à dos *insiders* seniores e dos *insiders* entrantes, na medida em que lhes falta não só o treino específico da firma em questão, mas também a formação global do mercado de trabalho.

A admissão destes trabalhadores implica um custo de admissão (H_o)⁴, superior ao dos *insiders* entrantes, o que se justifica pela sua menor formação.

- ◊ ***outsiders desempregados (od)*** – trabalhadores que constituem o conjunto dos desempregados. Assume-se que se comportam de forma atomística, isto é, não coludindo entre si, nem com os *insiders*, nem mesmo com as firmas.

Neste grupo é possível distinguir entre dois tipos de desempregados.

³ τ_i e τ_o são constantes com $0 < \tau_o < \tau_i < 1$.

⁴ Com $0 < H_i < H_o$ e iguais para todos os trabalhadores do mesmo tipo.

Desempregados de curta duração, compostos pelos *insiders* que deixam os seus empregos no período corrente e pelos novos membros da população activa ($\bar{N} - \bar{N}_{-1}$) que não encontram emprego, sendo que todos procuram emprego.

Desempregados de longa duração, ou seja, os trabalhadores que permanecem mais do que um período como *outsiders* desempregados. Destes só uma percentagem θ ($0 < \theta < 1$) procuram emprego, admitindo que a procura de emprego é uma variável discreta (1 - se procura; 0 - se não procura). Esta hipótese baseia-se na existência de um efeito de desencorajamento nos desempregados de longa duração.

Nesta tipologia de trabalhadores, o primeiro grande critério de diferenciação da força de trabalho é a existência ou não de protecção dos seus empregos, derivada dos custos de rotação no mercado de trabalho, dividindo-os deste modo em *insiders* (com protecção) e *outsiders*, sendo que estes últimos são constituídos não apenas pelos desempregados, mas também pelos trabalhadores do sector informal da economia.

O outro grande critério de diferenciação é a existência de um sistema de senioridade, que permite distinguir *insiders* entrantes de *insiders* seniores, com base em diferenciais de produtividade. O estatuto de sénior é atingido no segundo período de permanência na empresa. Este critério, também designado pelo princípio de *Last-In First-Out* (LIFO), parece ser o que melhor se adapta à realidade dentro de cada firma, *ceteris paribus*. Note-se que uma das hipóteses de base deste modelo é que apenas os *insiders* seniores negociam os salários com a firma.

Os poderes de negociação são complementares, ou seja, designando (a) como o poder de negociação dos *insiders*, ($1-a$) será o poder de negociação das firmas. O poder de negociação dos *insiders* depende negativamente da taxa de desemprego (u) e positivamente do grau de coordenação negocial dos *insiders* (ϕ) e do grau de sindicalização (φ) dos mesmos. A taxa de

desemprego afecta a negociação por duas vias diferentes, embora os resultados evoluam no mesmo sentido: primeiro, pelo **efeito medo**, ou seja, quanto mais elevada a taxa de desemprego, mais dificuldade terão os trabalhadores em encontrar empregos alternativos; segundo, pelo **efeito ameaça**, isto é, quanto mais elevada a taxa de desemprego, mais facilidades terá a firma em encontrar trabalhadores alternativos.

O que é relevante para as negociações salariais são as condições do mercado de trabalho. No entanto, a taxa de desemprego pode não ser uma estatística suficiente para reflectir tais condições. Uma alternativa seria considerar o seguinte rácio (taxa de desemprego / taxa de vagas). Contudo, assume-se aqui a hipótese de que o desemprego é uma variável relevante do estado do mercado de trabalho. Uma razão empírica para tal hipótese reside no facto de o desemprego continuar a representar um critério fundamental no *ranking* dos candidatos aos postos de trabalho.

O poder de negociação dos *insiders* pode ser representado pela seguinte função:

$$a = f\left(\overset{-}{u}, \overset{+}{\phi}, \overset{+}{\varphi}\right) \quad (1)$$

Neste modelo, assume-se que apesar de o mercado de trabalho ser *non-clear*, o mercado de produtos apresenta características de concorrência perfeita, pelo que as firmas são *price-takers* no mercado de produtos. Desta forma, uma vez determinado o salário nominal de equilíbrio resultante da negociação está automaticamente determinado o salário real.

Assume-se que todos os trabalhadores recebem o mesmo salário (aquele que resulta da negociação entre os *insiders* seniores e a firma), apesar dos seus diferenciais de poder e de produtividade. Esta hipótese simplificará a resolução do modelo e não se apresenta redutora para os fins pretendidos. Para tal basta considerar (o que parece bastante razoável) que os salários quer dos *insiders* entrantes quer dos *outsiders* entrantes (admitidos) apesar de inferiores, dependem positivamente do salário dos *insiders* seniores.

Admite-se que existem rendimentos constantes à escala em relação ao factor produtivo trabalho, ou seja, o emprego de mais um trabalhador não afecta a produtividade marginal dos restantes. Esta hipótese implica que a estrutura e resultado da negociação seja igual quando a empresa negocia com cada *insider* sénior ou quando negocia com um sindicato destes *insiders* que maximize a utilidade do membro representativo. No modelo desenvolvido considera-se que a negociação será realizada a nível individual, o que reduz a complexidade analítica sem influenciar as conclusões.

1.1.3. Determinação do Salário

Nesta subsecção apresentam-se os objectivos das partes envolvidas no processo de negociação (*insiders* seniores e firma) e resolve-se o problema de negociação de forma a determinar o salário de equilíbrio.

Previamente é necessário apresentar os conceitos e respectivas deduções de taxa de retenção (r), de taxa de admissão de *insiders* entrantes (h_i) e de taxa de admissão dos *outsiders* (h_o).

Supondo que as firmas têm comportamentos maximizadores do seu lucro a um período, quer a retenção, quer a contratação de um trabalhador, é realizada, sempre que existir um lucro positivo associado à situação.

Assim, os *insiders* serão retidos se a receita que gerarem acrescida dos custos de despedimento forem não negativos [$\gamma \cdot \Lambda - (W(1+\omega)) + F >= 0$], resolvendo em ordem a (Λ), [$\Lambda >= (W(1+\omega) - F) / \gamma$]. Sendo que (ω) representa o *wedge* salarial - diferença entre o custo que o trabalhador representa para a firma e o salário recebido pelo trabalhador (em proporção do último), devida aos impostos sobre o factor trabalho. Por hipótese admite-se que (ω) é constante ($0 < \omega < 1$) e igual para todos os trabalhadores.

Deste modo, o rácio de retenção (percentagem de *insiders* seniores que são retidos pela firma) é:

$$r = \int_{(W(1+\omega)-F)/\gamma}^{\bar{\Lambda}} j(\Lambda)d\Lambda = 1 - J\left(\frac{W(1+\omega)-F}{\gamma}\right) \quad (2)$$

onde $J(\Lambda)$ representa a densidade acumulada de (Λ) .

A empresa admite um *insider* (entrante) quando a sua produtividade marginal exceder os seus custos $[(\tau_i \gamma \Lambda) \geq (W(1+\omega)+H_i)]$, resolvendo em ordem a (Λ) , $[\Lambda \geq (W(1+\omega)+H_i)/(\tau_i \gamma)]$. Sendo a taxa de admissão de *insiders* (percentagem de *insiders* despedidos por outras firmas e admitidos pela firma em causa) igual a:

$$h_i = \int_{(W(1+\omega)+H_i)/(\tau_i \gamma)}^{\bar{\Lambda}} j(\Lambda)d\Lambda = 1 - J\left(\frac{W(1+\omega)+H_i}{\tau_i \gamma}\right) \quad (3)$$

De forma análoga, a empresa irá admitir um *outsider* sempre que $[\Lambda \geq (W(1+\omega)+H_o)/(\tau_o \gamma)]$, logo a taxa de admissão de *outsiders* (percentagem de *outsiders* que são admitidos pela firma) será:

$$h_o = \int_{(W(1+\omega)+H_o)/(\tau_o \gamma)}^{\bar{\Lambda}} j(\Lambda)d\Lambda = 1 - J\left(\frac{W(1+\omega)+H_o}{\tau_o \gamma}\right) \quad (4)$$

➤ Objectivo dos *Insiders* Seniores

Os *insiders* seniores procuram no processo de negociação maximizar o “excedente de *insider*” (Ω_i), ou seja, a diferença entre os seus pagamentos quando há acordo e os seus pagamentos quando não há acordo (*fall-back position*).

Assim, temos o seguinte pagamento para os *insiders*, caso haja acordo na negociação:

$$rw + (1-r) \left[h_i \hat{W} + (1-h_i)B \right] \quad (5)$$

Se o *insider* sénior permanecer na firma (com probabilidade r) receberá W , mas se for despedido (com probabilidade $(1-r)$) ele receberá \hat{W} (salário oferecido pelas outras firmas) se for admitido noutra firma (com probabilidade h_i) ou então receberá B (benefício de desemprego) caso fique desempregado (com probabilidade $(1-h_i)$). Quer \hat{W} , quer B são variáveis exógenas neste contexto de negociação.

No caso de não haver acordo na negociação o pagamento para os *insiders* (*fall-back position*) será o seguinte:

$$h_i \hat{W} + (1-h_i) \hat{B} \quad (6)$$

No caso de não haver acordo⁵, os *insiders* seniores irão procurar outros empregos, para além de exercerem actividades que prejudicam o bom funcionamento das firmas provocando quebras nas suas produtividades globais⁶. Se encontrarem outro emprego (com probabilidade h_i) receberão \hat{W} , se não encontrarem outro emprego (com probabilidade $(1-h_i)$) receberão um rendimento de reserva \hat{B} , que pode advir de ajudas familiares ou auto-emprego temporário.

Assim, o “excedente de *insider*” será:

$$\Omega_i = rw + (1-r) \cdot \left[h_i \hat{W} + (1-h_i)B \right] - \left[h_i \hat{W} + (1-h_i) \hat{B} \right] \quad (7)$$

⁵ Neste caso os *insiders* mantêm a sua ligação à firma, mas não recebem salário até haver acordo na negociação.

⁶ Este pormenor será tratado quando se analisar o pagamento da firma no caso de não haver acordo.

Se por hipótese se assumir que $B = \hat{B}$, ou seja, que o benefício de desemprego é igual ao rendimento de reserva, podemos simplificar a expressão do “excedente de *insider*” para:

$$\Omega_i = r \cdot \left[W - h_i \hat{W} - (1 - h_i) B \right] \quad (8)$$

➤ Objectivo da Firma

A firma procura maximizar o “excedente da firma” (Ω_f) no jogo de forças da negociação, ou seja, a diferença entre os seus pagamentos quando há acordo e os seus pagamentos quando não há acordo (*fall-back position*).

No caso de haver acordo na negociação o pagamento da firma (por trabalhador⁷) será o seguinte:

$$\gamma \Lambda_{is} - W(1 + \omega), \quad (9)$$

$$\text{com } \Lambda_{is} = \frac{\left(\int_{(W(1+\omega)-F)/\gamma}^{\bar{\Lambda}} \Lambda \cdot j(\Lambda) d\Lambda \right)}{\left(\int_{(W(1+\omega)-F)/\gamma}^{\bar{\Lambda}} j(\Lambda) d\Lambda \right)} \Leftrightarrow \Lambda_{is} = f \left[\frac{W(1 + \omega) - F}{\gamma} \right]$$

O benefício da firma por trabalhador, neste caso, será equivalente à diferença entre o benefício marginal de cada trabalhador e o seu custo marginal, condicionada à retenção do próprio trabalhador.

No caso de não haver acordo os *insiders* exercem actividades (sabotagens, greves, diminuição das suas intensidades de trabalho, não cooperação com os novos trabalhadores (ie ou oe)) que prejudicam o bom funcionamento das firmas, traduzindo-se numa diminuição da

⁷ Relembre-se que neste modelo a negociação é efectuada entre a firma e cada *insider* sénior individualmente, mas que dada a hipótese inicial de rendimentos constantes à escala no factor produtivo trabalho as conclusões não se alterariam, caso a negociação fosse com um sindicato dos *insiders* séniores.

produtividade global da firma e, conseqüentemente, numa diminuição do seu lucro. Note-se que as firmas são incapazes de controlar estas actividades, o que as impossibilita de repercutirem tais atitudes em reduções de salários e processos disciplinares. Esta impossibilidade de monitorização pode advir quer de incapacidades “técnicas”, quer do facto de os custos que a monitorização implica serem demasiado elevados e não compensarem, nomeadamente, quando se efectua uma análise custo-benefício.

Com estas actividades os *insiders* conseguem diminuir as produtividades dos entrantes, devido à sua não cooperação com estes, assim como aumentar a desutilidade do trabalho para os entrantes com base em atitudes menos simpáticas (*harassment*). Deste modo, o receio, por parte dos *outsiders* e das próprias firmas, das possíveis atitudes dos *insiders* sustenta uma norma social, segundo a qual os *outsiders* não regateiam os salários como forma de obter os empregos dos *insiders*, nem as firmas devem incentivar ou aceitar tais processos de obtenção de empregos. Utilizando uma sátira de Lindbeck pode-se afirmar que existem uma espécie de dois mandamentos adicionais: 11º “Não deverás roubar o emprego ao próximo através do regateamento do seu salário”; 12º “Não deverás encorajar, ou aceitar, o roubo do emprego através do regateamento de salários” (Lindbeck, 1988).

No entanto, mesmo assumindo que estas actividades não implicam custos para os *insiders*, eles só as exercem até ao ponto em que se torna mais vantajoso para as firmas trocá-los por *insiders* entrantes⁸. A magnitude óptima para estas actividades é aquela que implica que o lucro da firma seja igual ao lucro que teria se substituísse todos os *insiders* seniores por *insiders* entrantes.

O pagamento da firma quando não há acordo na negociação será:

⁸ Considera-se a troca por *insiders* entrantes e não *outsiders* entrantes porque os primeiros são, geralmente, preferidos pela firma, uma vez que apresentam produtividades mais elevadas e, simultaneamente, menores custos de admissão.

$$\xi \equiv \tau_i \cdot \gamma \cdot \Lambda_{ie} - R - H_i - F \quad (10)$$

$$\text{com } \Lambda_{ie} = \frac{\left(\int_{(R(1+\omega)+H_i)/(\tau_i \gamma)}^{\bar{\Lambda}} \Lambda \cdot j(\Lambda) d\Lambda \right)}{\left(\int_{(R(1+\omega)+H_i)/(\tau_i \gamma)}^{\bar{\Lambda}} j(\Lambda) d\Lambda \right)} \Leftrightarrow \Lambda_{ie} = f \left[\frac{R(1+\omega) + H_i}{\tau_i \cdot \gamma} \right],$$

com R = salário dos *insiders* entrantes quando não há acordo na negociação.

O “excedente da firma” será:

$$\Omega_f = \gamma \cdot \Lambda_{is} - W(1 + \omega) - (\tau_i \cdot \gamma \cdot \Lambda_{ie} - R(1 + \omega) - H_i - F) \quad (11)$$

Ou, considerando ξ como exógeno para este processo de negociação:

$$\Omega_f = \gamma \cdot \Lambda_{is} - W(1 + \omega) - \xi \quad (12)$$

➤ Problema de Negociação

Neste fase, torna-se necessário resolver o problema de negociação para obter o nível salarial de equilíbrio. Para tal, recorre-se aos desenvolvimentos da Teoria dos Jogos, mais precisamente, aos Modelos de Negociação.

O problema anterior identifica-se com os problemas de negociação de Nash⁹ e a sua resolução consiste na maximização do denominado “Produto de Nash”:

$$\underset{w}{MAX} \Omega = (\Omega_i)^a \cdot (\Omega_f)^{1-a}$$

Ou, substituindo Ω_i e Ω_f pelas expressões (8) e (12), respectivamente:

⁹ No anexo I procede-se a uma breve descrição da problemática de negociação de Nash, suas características e soluções.

$$MAX_W \Omega = \left(r \cdot \left[w - h_i \hat{W} - (1 - h_i) B \right] \right)^a \cdot (\gamma \cdot \Lambda_{is} - W(1 + \omega) - \xi)^{1-a} \quad (13)$$

Relembre-se que neste modelo o poder de negociação dos *insiders* (a) pode ser representado pela função descrita em (1).

A solução genérica deste tipo de problemas é representada pela seguinte expressão:

$$a \left[\left(\frac{\partial \Omega_i}{\partial W} \right) \left(\frac{W^*}{\Omega_i} \right) \right] = -(1-a) \left[\left(\frac{\partial \Omega_f}{\partial W} \right) \left(\frac{W^*}{\Omega_f} \right) \right] \quad (14)$$

com W^* como o salário nominal que emerge da negociação¹⁰.

A condição anterior implica que no ponto óptimo as elasticidades dos objectivos dos *insiders* e das firmas em relação ao salário, ponderadas pelos respectivos poderes de negociação, se igualem.

A solução específica deste problema é¹¹:

$$(1 + \omega) \cdot \left(\frac{w - h_i \hat{w} - (1 - h_i) B}{P \cdot (1 - \eta)} \right) = \left(\frac{a}{1 - a} \right) \cdot \left(\frac{\gamma \cdot \Lambda_{is} - w(1 + \omega) - \xi}{P} \right) \quad (15)$$

com $\eta = - \left(\frac{\partial r}{\partial W} \right) \cdot \left(\frac{w - h_i \hat{W} - (1 - h_i) B}{r} \right)$, ou seja, η representa a elasticidade do rácio

de retenção (r) em relação ao acréscimo salarial, no caso de haver acordo na negociação,

¹⁰ A dedução desta expressão como solução genérica do problema de negociação de Nash encontra-se no anexo II.

¹¹ Para obter este resultado note-se que h_i presente na função de excedente dos *insiders* envolvidos neste processo de negociação (ao nível de uma firma) depende de \hat{W} , ou seja, o salário praticado pelas outras firmas, logo h_i será exógeno a este problema de negociação. Por outro lado, ignora-se o efeito de W na produtividade marginal dos *insiders* séniores ($\gamma \cdot \Lambda_{is}$), na medida em que este efeito tende para zero quando r tende para 1.



assumindo-se que esta elasticidade é constante. Por hipótese esta elasticidade é inferior a 1, o que significa que a variação percentual no rácio de retenção é sempre inferior à variação percentual do acréscimo de rendimento salarial no caso de haver acordo na negociação, ou seja, esta relação apresenta uma relativa rigidez. P representa o índice de preços, que é exógeno a todo este processo, devido à hipótese inicial das empresas serem *price-takers* no mercado de produtos.

Esta expressão indica que a diferença entre a remuneração real do trabalho, incluindo o *wedge* salarial em caso de acordo na negociação e de não acordo, e tendo em conta a sua repercussão $(1-\eta)$ sobre o rácio de retenção, é proporcional aos lucros reais da firma, por trabalhador. O factor de proporcionalidade é representado pelo rácio dos poderes de negociação.

Resolvendo a expressão (15) em ordem ao salário obtemos a função de determinação de salários (função WS), que relaciona o salário real resultante deste processo de negociação com o nível de emprego, através da relação com a taxa de admissão¹². Admitindo que existem M firmas equivalentes na economia, que se deparam com as mesmas condições de mercado, esta função representa, igualmente, a função de determinação de salários da economia.

$$\frac{W}{P} = \left[\frac{\left(\frac{a \cdot (1-\eta) \cdot (\gamma \cdot \Lambda_{is} - \xi) / P}{(1+\omega)} \right) + \left((1-a) \cdot (h_i \hat{W} + (1-h_i)B) / P \right)}{(1-a\eta)} \right] \quad (16)$$

Analisando os sinais das derivadas parciais¹³ desta função de determinação de salários, conclui-se que o salário real varia positivamente com as seguintes variáveis: produtividade marginal do *insider* sénior $(\gamma \Lambda_{is})$; salário praticado pelas firmas externas ao processo de

¹² Note-se que existe uma relação inversa entre u e h_i .

¹³ Todas as derivadas parciais e os respectivos sinais (quando determináveis) estão calculados no anexo III.

negociação em causa $\left(\hat{W}\right)$; benefício de desemprego (B); taxa de admissão de *insiders* (h_i)¹⁴. Esta função será crescente no espaço vectorial $(h_i, W/P)$.

De forma análoga, o salário real varia negativamente com: o *wedge* salarial (ω); pagamento das firmas no caso de não haver acordo na negociação (ξ).

Tendo em conta a relação inversa entre h_i e u , o salário real depende negativamente da taxa de desemprego. Esta influência indirecta dos desempregados na determinação salarial concede ao modelo a categoria de *Insider-Outsider* (e não apenas de *Insider*).

Esta relação inversa entre salário e nível de desemprego foi apresentada inicialmente por Marx, na figura do “Exército Industrial de Reserva (EIR)”. Marx atribuiu a este EIR, constituído por desempregados, o papel de regulador do sistema capitalista, na medida em que uma diminuição do desemprego e, conseqüentemente, do EIR aumentava o poder dos trabalhadores para conseguirem melhores salários e para melhorarem os seus benefícios e condições de trabalho (Carlin e Soskice, 1990).

Quanto à elasticidade do rácio de retenção em relação ao acréscimo salarial no caso de haver acordo na negociação (η) e ao poder de negociação dos *insiders* (a), os sinais das derivadas parciais não são inequivocamente identificados.

No entanto, em relação ao poder de negociação dos *insiders* pode-se afirmar que mais poder implica maior capacidade de partilhar a lucro das firmas (*rent sharing*). Ou seja, os

¹⁴ Note-se que para a derivada parcial da função em relação à taxa de admissão de *insiders* ser positiva é necessário que o salário externo (praticado pelas outras firmas) seja superior ao benefício de desemprego, o representa uma hipótese bastante plausível e com total adesão à realidade.

insiders devido ao seu poder de negociação têm capacidade de se apoderar de parte do lucro das firmas¹⁵.

1.2. A Determinação do Emprego – Modelo WS-LD

Uma vez conhecida a função de determinação salarial (WS), resultante do processo de negociação salarial, é necessário definir uma função genérica de procura de trabalho (ou de admissão) por parte das firmas (LD), para se obter o nível de emprego de equilíbrio.

Por outro lado, há que definir uma função genérica de oferta de trabalho individual (LS), para se obter o nível de desemprego, assim como para se comparar os resultados deste modelo (WS-LD), com os de um modelo de concorrência perfeita também no mercado de trabalho (LS-LD).

Este modelo é designado WS-LD, porque a própria função de oferta de trabalho (WS) resulta da negociação entre firma e *insiders* e não apenas de preferências individuais da população activa entre trabalho e lazer, como acontece no modelo LS-LD.

1.2.1. A Função de Admissão (LD)

Dada a hipótese de concorrência perfeita no mercado de produtos, as empresas são *price-takers* e pode-se representar uma função de admissão de trabalhadores genérica da seguinte forma:

$$h = c - \beta \left(\frac{W}{P} (1 + \omega) \right) + \varepsilon \quad (17)$$

¹⁵ Note-se que a derivada parcial em relação a (a) é positiva quando $(\gamma \Lambda_{is} - \xi)$, que se pode considerar como *proxy* do lucro das firmas, é superior a $\left((h_i \hat{W} + (1 - h_i) B)(1 + \omega) \right)$, ou seja, o pagamento dos *insiders* na sua posição de retaguarda (*fall-back position*) acrescido do *wedge* salarial que não suportam neste caso (ver anexo III).

com c - constante; β - elasticidade da procura de trabalho em relação ao salário real; ω - *wedge* salarial; ε - resíduo que representa os choques de procura (tecnológicos, de preços, etc.).

Desta forma, a procura de trabalho depende negativamente do salário real (W/P), da elasticidade e do *wedge* salarial e positivamente dos choques de procura (ε).

Por simplificação, define-se uma função de admissão geral (h) e não específica de *insiders* ou de *outsiders*. Como consequência, far-se-á uma extensão da função de determinação salarial (que depende da taxa de admissão de *insiders*) à taxa de admissão global (h). Esta hipótese simplificadora não se apresenta muito desajustada, se se admitir, de forma análoga aos salários, que a taxa de admissão dos *outsiders* (h_o) depende positivamente da taxa de admissão dos *insiders* (h_i).

Contrariamente à função de determinação salarial (WS) a função de admissão (LD) será decrescente no espaço vectorial ($h, W/P$).

1.2.2. A Função de Oferta de Trabalho Individual (LS)

A função de oferta de trabalho individual (LS) representa o nível salarial a que cada trabalhador, individualmente, está disposto a aceitar um emprego. À medida que o nível salarial aumenta, mais trabalhadores estarão dispostos a trabalhar, logo a função LS será crescente no espaço vectorial ($h, W/P$).

Esta curva LS surge genericamente na teoria como convexa. Esta forma é justificada pelo facto de à medida que se eleva o nível salarial o efeito rendimento aumentar em detrimento do efeito substituição. Ou seja, para níveis salariais reduzidos, o efeito de substituição de lazer por trabalho em resposta a aumentos salariais apresenta-se como determinante. Por outro lado, o efeito rendimento (preferência por mais lazer devido ao aumento de rendimento) varia positivamente com o nível salarial.

Neste caso particular, não se considera a possibilidade de o efeito rendimento ser superior ao efeito substituição acima de um determinado nível de salários, ou seja, a existência de um ponto de inflexão na curva de oferta de trabalho, a partir do qual o trabalho funcionaria como um bem de *giffen* (a elasticidade procura-preço é positiva).

Poder-se-ia, ainda, considerar a existência de um segundo ponto de inflexão na curva LS, com a sobreposição do efeito substituição ao efeito rendimento para níveis salariais muito elevados, dando lugar a uma curva com a forma de “S” no espaço vectorial $(h, W/P)$.

No entanto, a consideração destes possíveis pontos de inflexão, normalmente analisados nos manuais de economia de recursos humanos, não se apresenta relevante para a análise em questão.

Em termos posicionais, a curva LS encontra-se à direita da curva WS, no espaço vectorial $(h, W/P)$, o que significa que para um mesmo nível salarial a quantidade de trabalho oferecida será superior no caso de se considerar a oferta individual de trabalho, ao invés da oferta de trabalho resultante do processo negocial anteriormente descrito.

Esta posição relativa das duas curvas é justificada pelo facto de o poder de negociação dos *insiders* lhes permitir deter salários de reserva mais elevados, o que implica que para cada nível de emprego o salário resultante da negociação seja superior àquele que seria aceitável para cada membro da população activa individualmente (no sentido de representar o mínimo necessário a induzi-los a trabalhar).

1.2.3. A Taxa de Desemprego de "Equilíbrio" (NERU)

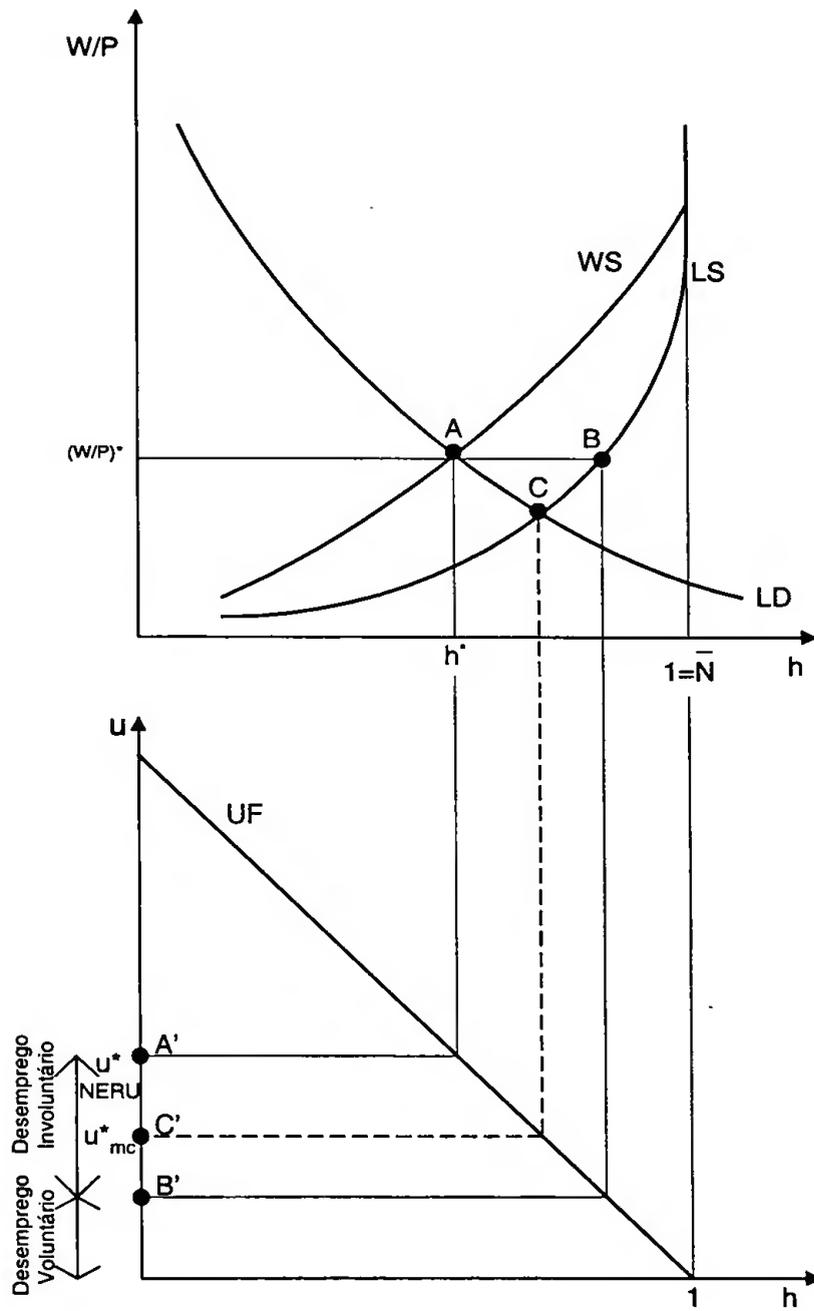
Para a determinação da taxa de desemprego de equilíbrio falta apenas definir uma função que relacione a taxa de desemprego com a taxa de admissão de trabalhadores. De forma simplificada, pode-se traduzir a relação inversa entre as duas taxas pela seguinte função (UF)¹⁶:

$$u = 1 - h \quad (18)$$

Conjugando as funções WS e LD e projectando a taxa de admissão de equilíbrio no eixo da taxa de desemprego, através da função UF, obtém-se a taxa de desemprego de equilíbrio - u_{NERU}^* (Figura 1). Comparando este resultado com o do modelo LS-LD, verifica-se que se obtém uma taxa superior no caso do modelo em estudo (WS-LD).

¹⁶ No subsecção 2.3.3. utilizar-se-á uma função mais complexa para representar a taxa de desemprego.

Figura 1 – Equilíbrio no mercado de trabalho



No contexto deste modelo, a taxa de desemprego depende de um conjunto de características específicas do mercado e pode ser genericamente descrita pela seguinte função, com os respectivos sinais das derivadas parciais, quando inequívocos¹⁷:

$$u = f \left(\gamma \overset{+}{\Lambda}_{is}, \overset{+}{W}, \overset{+}{B}, \overset{-}{\xi}, \overset{+}{H}, \overset{+}{F}, \overset{-}{\varepsilon}, \overset{+}{\beta}, \overset{?}{\eta}, \overset{?}{a}, \overset{?}{\omega} \right) \quad (19)$$

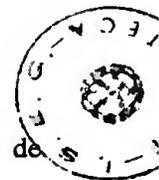
Conclui-se que este modelo (base) da teoria *Insider-Outsider* com fundamentos de optimização ao nível microeconómico, expressos no processo de negociação apresentado, fundamenta a existência de desemprego involuntário. Atinge-se, assim, uma taxa de desemprego de equilíbrio, designada de NERU (*Non-market clearing Equilibrium Rate of Unemployment*)¹⁸, distante do pleno emprego e acima da taxa de equilíbrio dos modelos *market clearing* - $u_{mc}(LS-LD)$.

Enquanto que a diferença entre o ponto B' e o pleno emprego se designa de desemprego voluntário, na medida em que resulta de opções individuais da população activa, no caso da diferença entre a NERU e o ponto B' trata-se de desemprego involuntário porque a própria função de oferta de trabalho (WS) não é determinada de igual modo por todos os membros da população activa, os *outsiders* só indirectamente a conseguem influenciar, como se referiu anteriormente.

O quadro de análise anteriormente desenvolvido apresenta algumas vantagens, relativamente aos modelos onde o mercado de trabalho é *clear*, como acontece nos modelos macroeconómicos dos Novos Clássicos e dos Ciclos Económicos Reais. Por um lado, permite determinar explicitamente o desemprego involuntário, no sentido de um excesso de oferta de trabalho e não apenas a determinação do emprego agregado resultante de elasticidades

¹⁷ A derivação dos sinais das variáveis da função de desemprego está presente no anexo IV.

¹⁸ Outra designação possível é QERU (Quasi-Equilibrium Rate of Unemployment).



trabalho/lazer. Por outro lado, o modelo baseia-se, explicitamente, nos comportamentos de determinação de salários, o que significa que não necessita da figura mítica do leiloeiro no mercado de trabalho (Lindbeck, 1993).

A elevada magnitude e persistência do desemprego, bem como o impacto social do desemprego são realidades que parecem não poder ser explicadas por modelos *market clearing*, onde todo o desemprego é voluntário e resulta da procura de novos empregos ou da substituição intertemporal de trabalho por lazer. Neste sentido, o modelo anteriormente desenvolvido goza de uma maior adaptação à realidade, quer na formulação das hipóteses, quer nos seus resultados.

1.3. Conclusões e Debilidades do Modelo

A teoria *Insider-Outsider* desenvolvida neste capítulo pode-se considerar uma teoria eclética de desemprego, na medida em que conjuga diversos factores como explicativos do desemprego (benefícios de desemprego, poder de negociação dos *insiders*, *wedge* salarial, choques de procura, entre outros). Apesar do seu carácter eclético, este modelo baseia-se, claramente, na tradição de modelos *non-market clearing*, desenvolvidos, essencialmente, pelos Novos Keynesianos. Mais do que uma fraqueza, a conjugação de uma multiplicidade de factores na explicação de um fenómeno como o desemprego é uma vantagem do modelo, concedendo-lhe uma considerável robustez.

Segundo este modelo, o desemprego resulta, principalmente, da ineficiência causada pela não cooperação entre *insiders* e *outsiders*¹⁹. Utilizando a tipologia de Silvestre, este modelo insere-se na categoria dos modelos com “Problemas de Coordenação”, que se caracteriza pela

¹⁹ Apesar de o modelo se basear num jogo cooperativo, mas esta cooperação respeita a *insiders* e firmas.

existência de poder de mercado e pelo ajustamento imediato dos preços aos choques (Silvestre, 1993).

Por outro lado, a influência que as especificidades do mercado de trabalho (benefícios de desemprego, custos de despedimentos, custos de treino de mão-de-obra, poder de negociação dos *insiders*, grau de coordenação negocial, grau de sindicalização, etc.) exercem sobre o nível de desemprego de equilíbrio é determinante, justificando, inclusivamente, a existência de desemprego involuntário. Deste modo, demonstra-se que a existência de equilíbrios abaixo do pleno emprego, bem como a de desemprego involuntário, podem resultar de comportamentos otimizadores por parte dos agentes económicos.

O papel dos sindicatos não é aqui determinante, dado que não participam no processo de negociação. No entanto, os sindicatos podem potenciar as conclusões do modelo, ou seja, acentuar a existência de desemprego involuntário, através do aumento de poder de negociação dos *insiders*, bem como do aumento de credibilidade das acções de “retaliação” por parte dos *insiders*, no caso de não haver acordo na negociação.

Como afirma Lindbeck, os sindicatos podem contribuir de diversas formas para o aumento dos salários dos *insiders* sem reduzir as suas probabilidades de se manterem empregados, designadamente: amplificando os custos de admissão e de despedimento (e.g. indemnizações, processos de admissão e de despedimento); dando maior credibilidade às acções de não cooperação face aos *insiders* entrantes; aumentando o poder de negociação e, consequentemente, permitindo uma partilha mais favorável dos lucros da firma; fornecendo aos *insiders* instrumentos de negociação (e.g. ameaça de greve) (Lindbeck e Snower, 1985).

Deste modo, esta teoria, para além de explicar a existência de desemprego, permite, simultaneamente, clarificar a fonte do poder dos sindicatos (consequência da conjugação do poder dos *insiders*), bem como a razão pela qual os trabalhadores preferem negociar através de

um sindicato. Esta explicitação do papel económico dos sindicatos permite colmatar a lacuna existente na teoria dos sindicatos.

Uma solução para ultrapassar o problema do desemprego neste tipo de modelos, que distingue *insiders* de *outsiders*, seria a introdução de um *sistema de dois estados* (*two-tier system*), onde, basicamente, existiriam diferentes tipos de contratos de trabalho, para *insiders* e para *outsiders*. As empresas poderiam admitir novos trabalhadores sob contratos de trabalho mais flexíveis do que os já existentes. Exemplos deste tipo de sistema seriam a diminuição do salário mínimo para os jovens, ou, como foi realizado em Espanha, a introdução dos contratos a termo²⁰. Neste sentido, a adopção deste tipo de sistema funciona como um caminho para a liberalização (na margem) do mercado de trabalho, o que incentivaria a passagem de trabalhadores do mercado de trabalho secundário²¹ para o mercado de trabalho primário.

Contudo, existe, principalmente por parte dos *insiders*, uma forte resistência à introdução do *sistema de dois estados* (*two-tier system*) por várias razões: a introdução de contratos com salários mais baixos, incentiva a troca gradual dos trabalhadores existentes (*insiders*) pelos outros; os trabalhadores com menores salários, podem, eventualmente, tornar-se a maioria, o que quebraria o impacto da ameaça de greve como forma de protecção dos elevados salários dos *insiders*.

Neste sentido, Saint-Paul afirma que existe uma complementaridade político-económica que sustenta o ciclo vicioso de desemprego elevado e tomada de decisões perversas (no sentido de não combaterem o problema do desemprego) (Saint-Paul, 1995). Segundo o próprio autor,

²⁰ Note-se que depois da introdução dos contratos a termo 95% das admissões foram sob esta forma contratual.

²¹ Por mercado de trabalho secundário entende-se o mercado onde os trabalhadores não têm qualquer tipo de protecção aos seus empregos e onde, conseqüentemente, o nível salarial é mais baixo. Sobre este tema do mercado de trabalho dual ver por exemplo Bulow (Bulow e Summers, 1986) ou Layard (Layard, Nickell, et al., 1991).

existem restrições políticas (*lobbies*), que justificam a escassez de reformas dos mercados de trabalho, principalmente europeus, no sentido de um efectivo combate ao desemprego.

Um dos exemplos desta complementaridade político-económica como causa do elevado desemprego reside na redução dos elevados custos de despedimento. Esta medida tenderia a aumentar os despedimentos, mas também as admissões, logo esta reforma também poderia beneficiar os empregados, nomeadamente, aqueles mais expostos ao risco de perder os empregos. Mas se os custos são elevados, então existirão muito poucos empregados nesta situação de risco, logo a reforma é impossível, porque o *lobby* dos trabalhadores empregados não a aceita.

“Low turnover in the labor market (an economic variable) leads to no support for lowering firing costs (a political decision), thus ensuring that turnover will be low indeed.”

(Saint-Paul, 1995, pag 576)

Não raras vezes, se rotula este tipo de modelos (*Insider-Outsider*) de modelos de persistência, ou mesmo de histerese, embora tal seja injusto e acima de tudo redutor. Afirma-se que este tipo de modelos explica o desemprego, mas partindo da existência prévia de desemprego, ou pelo menos de *outsiders* sem poder de negociação. No entanto, no modelo anteriormente apresentado, esta condição não é necessária para a existência de desemprego. Mesmo partindo de uma situação inicial de pleno emprego, bastaria a existência de um sistema de senioridade²², isto é, que os despedimentos seguissem um critério LIFO, para que o desemprego fosse uma realidade.

Pedersen et al. apresentam uma ideia complementar à sugerida por este modelo, no que respeita à influência do sistema de protecção aos desempregados sobre a procura de trabalho. Estes autores referem que, no caso de o sistema não abranger todos os desempregados, os

²² O sistema de senioridade parece-me ser uma hipótese bastante ajustada à realidade dos processos de negociação salarial.

benefícios de desemprego podem provocar um aumento do esforço na procura de emprego por parte dos desempregados não abrangidos pelo sistema (Pedersen e Nielsen-Westergard, 1993).

Outra crítica apontada a este tipo de modelos, nomeadamente por Paola Manzini et al. é o facto de se basear no paradigma de negociação de Nash, considerado obsoleto (Manzini e Snower, 1996). Segundo os autores deste artigo, os custos de rotação no mercado de trabalho, para além de influenciarem as alternativas dos negociadores, são preponderantes na determinação do próprio processo negocial, ou seja, determinam o grau de interdependência entre as duas alternativas de negociação²³ (firma com *insiders* ou firma com *outsiders*). Ou seja, este artigo defende a utilização de modelos de negociação mais complexos, designadamente, na linha da negociação estratégica²⁴.

Estes autores criticam ainda o facto de os poderes de negociação serem exógenos, o que não se aplica ao modelo desenvolvido, na medida em que estes dependem de diversos factores caracterizadores dos mercados de trabalho, tal como descrito na expressão 1.

Em forma de conclusão a este primeiro capítulo, pode-se afirmar que o modelo desenvolvido apresenta resultados teóricos interessantes na explicação do desemprego, o que estimula o interesse pelo seu teste empírico a desenvolver no último capítulo. No entanto, podem-lhe ser apontadas algumas debilidades, no sentido de aprofundamentos futuros interessantes, e não pelo facto de se basear em hipóteses “heróicas” ou encerrar em si graves incoerências.

Neste sentido, seria interessante que este modelo evoluísse, em estudos futuros, para a utilização de modelos de negociação mais complexos, nomeadamente, admitindo a repetição do

²³ No caso dos custos de rotação serem nulos, as alternativas de negociação surgem como substitutas perfeitas; no caso destes custos serem muito elevados a negociação entre firma e *insiders* é independente, criando um monopólio bilateral entre ambos.

²⁴ Sobre negociação estratégica ver anexo I.



“jogo” da negociação do salário, o que permitiria ultrapassar o seu carácter atemporal²⁵,
introduzindo novas problemáticas, como por exemplo, a questão da reputação dos jogadores.

²⁵ Este tipo de modelos atemporais são muitas vezes designados de “*one-shot games*”.

2. A PERSISTÊNCIA DO DESEMPREGO

A persistência do desemprego constitui uma das principais características diferenciadoras do desemprego a nível mundial, apresentando valores elevados na Europa, comparativamente com os valores registados quer nos Estados Unidos, quer no Japão.

O facto de as taxas de desemprego, principalmente as europeias, no período pós choques petrolíferos não tenderem para os valores considerados de equilíbrio antes desses mesmos choques levou ao desenvolvimento de teorias que defendem que a taxa de desemprego de equilíbrio depende não só dos valores correntes das forças de mercado relevantes, mas também do histórico da própria taxa. Estas teorias que explicam o fenómeno da persistência são designadas por teorias de histerese.

Parte da atenção que era dedicada ao estudo dos factores responsáveis pelo agravamento dos níveis de desemprego foi redireccionada para a análise do modo como os efeitos dos choques se propagam ao longo do tempo.

O fenómeno da persistência pode ser entendido como um ajustamento lento da economia em direcção ao seu nível de desemprego de (quase-)equilíbrio ou como uma alteração endógena da própria taxa de desemprego de (quase-)equilíbrio sob a influência do histórico da taxa de desemprego. No entanto, nomeadamente em termos empíricos, é muito difícil a distinção entre as duas alternativas (Lindbeck, 1993).

De salientar que neste estudo a perspectiva de abordar o fenómeno da persistência é algo diferente do que acontece na, talvez, maioria dos estudos que retratam este fenómeno. A persistência é aqui analisada como uma componente do fenómeno abrangente e complexo que é o desemprego e não como uma matéria autónoma.

2.1. A Noção de Persistência - Histerese

A introdução da ideia de persistência na teoria económica não é recente. Prova disto é a sua utilização por Phelps em 1972, na teoria da taxa de desemprego de equilíbrio.

"The transition from one equilibrium to the other tends to have long-lingering effects on the labor force, and these effects may be discernible in the equilibrium unemployment rate for a long time. The natural unemployment rate at any future date will depend upon the course of history in the interim. Such a property is sometimes called hysteresis."

(Phelps, 1972, pag. xxiii)

A persistência consiste no facto de a hipotética NAIRU (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment) depender da sua própria trajectória ao longo do tempo, ou seja, a ideia de que o resultado de longo prazo não é independente do resultado de curto prazo²⁶.

Esta noção sugere que a série da taxa de desemprego pode ser descrita da seguinte forma:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (20)$$

Afirma-se que existe persistência, ou histerese²⁷ parcial, sempre que $(0 < \rho < 1)$, representando (ρ) o grau de persistência. Quanto maior o grau de persistência, mais lentamente a taxa de desemprego retornará ao seu nível de equilíbrio de longo prazo.

No limite máximo da persistência encontra-se a histerese pura, quando $(\rho = 1)$. Neste caso, a taxa de desemprego segue um passeio aleatório, ou seja, a sua série tem uma raiz unitária na representação auto-regressiva (expressão 20). A histerese pura põe em causa a própria existência da NAIRU como taxa de desemprego de equilíbrio, na medida em que, tendo

²⁶ Consideram-se *path-dependent* as variáveis que apresentam este tipo de comportamento.

²⁷ O conceito de histerese é oriundo da física e significa que os efeitos de uma força podem persistir mesmo após essa força deixar de ser aplicada ou, noutra perspectiva, que o equilíbrio de um sistema depende da história actual do sistema.

em conta o processo de passeio aleatório que caracteriza a série, não existe nenhuma taxa de desemprego de equilíbrio de longo prazo.

Poder-se-ia ainda considerar o caso em que ($\rho > 1$), situação em que o efeito do choque não tende para zero ao longo do tempo, pelo contrário, ele acentua-se.

À reunião dos dois casos anteriores ($\rho \geq 1$) denomina-se histerese específica ou de longo prazo. Nesta condição qualquer choque terá sempre efeitos permanentes.

De referir que a ideia latente neste estudo é que a taxa de desemprego apresenta fenómenos de persistência, caso particular de histerese (histerese parcial), e não de histerese em sentido lato²⁸. Desta forma não pareceu relevante um grande aprofundamento do conceito de histerese²⁹, particularmente por esta não ser o principal objecto de análise.

2.2. Breve Referência às Teorias Existentes

Nesta secção faz-se o ponto da situação das teorias explicativas de persistência, suas contribuições para a compreensão do fenómeno, bem como a sua interrelação. Entre estas teorias encontram-se a de depreciação do capital físico, a de depreciação do capital humano, os modelos de efeitos da duração e a teoria *Insider-Outsider*.

A teoria *Insider-Outsider*, como objecto central de estudo nesta dissertação, será autonomizada na secção seguinte (2.3.).

2.2.1. Teoria de Depreciação do Capital Físico

A teoria de depreciação do capital físico centra-se na ideia de que a lenta acumulação de activos de capital, bem como a menor penetração do progresso tecnológico durante as recessões

²⁸ Como foi possível verificar a ideia de histerese é mais abrangente do que a de persistência, embora, por vezes, se utilize, incorrectamente, o conceito de histerese para designar persistência.

²⁹ Sobre o conceito de histerese, sua perspectiva histórica e implicações ver (Pereira, 1996).

económicas resulta, num período pós recessão, numa escassez do factor produtivo capital. Durante a recessão existe uma retracção da procura de trabalho³⁰, que, posteriormente, não é totalmente recuperada devido à escassez de capital, que impede maiores aumentos da produção e, conseqüentemente, aumentos do emprego que permitam um regresso ao nível inicial (pré-recessão).

Outra componente explicativa da escassez de capital, a um nível mais agregado, reside no facto de os custos de entrada no mercado dificultarem o surgimento de novas firmas que substituam as diversas unidades produtivas encerradas durante o período recessivo.

O alerta para a importância de considerar também o factor produtivo capital na função de produção, complementarmente ao factor trabalho, quando se analisa a problemática do desemprego, apresenta-se como uma importante conclusão da análise desta teoria.

No entanto, esta não apresenta, individualmente, capacidade explicativa suficiente para a magnitude da persistência que se tem registado, nomeadamente, na Europa. A teoria demonstra-se incompleta na medida em que uma adequada redução salarial, traduzida numa deslocação (à direita) da curva de negociação salarial (figura 1), poderia permitir um retorno ao nível de desemprego pré-recessão. Deste modo, uma substituição do factor produtivo capital pelo factor produtivo trabalho, se a tecnologia o permitisse, bem como uma reafecção de recursos para os sectores trabalho intensivos poderiam evitar a existência de fenómenos de persistência.

Outra crítica apontada fundamenta-se no facto de um novo investimento, muitas vezes passível de ser realizado num curto espaço de tempo, poder resolver o problema da escassez de capital.

Resumindo, esta teoria expõe um ponto de vista importante, que não deve ser descurado nas análises do desemprego, mas não tem, por si só, robustez suficiente para explicar o

³⁰ Deslocação da curva LD da figura 1 para a esquerda.

fenómeno da persistência do desemprego, necessitando de hipóteses (teorias) complementares, como por exemplo, a resistência a reduções salariais.

2.2.2. Teoria de Depreciação do Capital Humano

A erosão das qualificações dos desempregados é outra das explicações para a existência de situações de persistência. Esta erosão é directamente proporcional ao tempo de permanência no desemprego e este tempo é superior em períodos recessivos, o que implica uma escassez de capital humano na pós-recessão.

Esta hipótese torna-se ainda mais relevante quando se considera a duração do desemprego como uma referência (negativa) na selecção de novos trabalhadores (Winter-Ebmer, 1991).

Em termos gráficos (figura 1), esta teoria tem um comportamento semelhante à anterior. A procura de trabalho não consegue recuperar para o nível pré-recessão devido a desajustamentos entre as qualificações procuradas e as oferecidas, ou seja, a um desajustamento no mercado de trabalho devido à depreciação, durante a recessão, das qualificações oferecidas³¹.

Paralelamente ao agravamento do desajustamento no mercado de trabalho, as empresas respondem, normalmente, à deterioração do capital humano com uma diminuição dos postos de trabalho oferecidos³².

Tal como no caso anterior, a capacidade explicativa desta teoria pode ser questionada, porque uma redução salarial, com a consequência em termos da curva de negociação salarial anteriormente referida, poderia evitar situações de persistência.

³¹ Existe um afastamento da curva de Beveridge da origem.

³² Sobre este tema ver (Pissarides, 1992).

Por último, poderá ainda ser questionado se os períodos recessivos, normalmente dois a três anos, são suficientes para um desgaste significativo das qualificações da mão-de-obra desempregada, de modo a tornar plausível a hipótese de base da teoria.

2.2.3. Modelos de Efeitos da Duração

Estes modelos baseiam-se na hipótese de que o conjunto dos desempregados é heterogéneo. A principal razão desta heterogeneidade é a diferença no que respeita à duração do desemprego e as consequências que tem sobre as qualificações, as motivações e o esforço na procura de emprego³³.

Admite-se que a duração do desemprego provoca um efeito de desencorajamento nos desempregados. Este efeito é ainda agravado pelo facto de as firmas utilizarem o tempo de permanência no desemprego como critério adverso de selecção na admissão de novos trabalhadores. Esta ordenação dos desempregados pela ordem inversa do seu tempo de permanência no desemprego é designada, correntemente, neste tipo de literatura, por *ranking*.

A redução do esforço de procura de emprego é consequência de uma perda de auto-confiança à medida que aumenta o período de permanência no desemprego ou, segundo certos autores, de uma maior preferência por lazer.

A duração do desemprego tem dois efeitos, de sentido oposto, sobre as actividades de procura de emprego por parte dos trabalhadores desempregados. Por um lado, existe um efeito substituição, que consiste num desencorajamento e, conseqüente, redução das actividades de procura de emprego, devido a uma menor probabilidade de encontrar emprego, particularmente, ao considerar a duração do desemprego como referência (negativa) no processo de selecção. Por outro lado, quando a duração do desemprego aumenta, o esforço na procura de emprego

³³ Sobre modelos de efeitos de duração ver, por exemplo, Blanchard (Blanchard, 1991).

deverá ser superior de modo a compensar a diminuição da probabilidade de sucesso, ou seja, existe um efeito rendimento.

Os elevados e duradouros benefícios de desemprego contribuem, significativamente, para a redução do esforço de procura de emprego, bem como para a menor propensão a aceitar alguns empregos.

A existir, este efeito de desencorajamento traduz-se num aumento do nível salarial³⁴, devido a uma menor pressão dos desempregados no processo de negociação salarial, impedindo que a economia regresse ao nível de desemprego pré-recessão. Contudo, esta diminuição da influência dos *outsiders* no processo negocial é resultante de uma conjugação de dois efeitos de sentido oposto. Numa primeira fase, o aumento da duração do desemprego aumenta a efectividade dos *outsiders* na negociação através do efeito “medo”, na medida em que se deterioram as perspectivas de encontrar empregos alternativos para trabalhadores empregues. Numa fase posterior, se o desemprego persistir, haverão mais desempregados que dificilmente serão empregáveis e, conseqüentemente, se auto excluem do mercado de trabalho³⁵, reduzindo substancialmente a sua influência no processo de negociação, quer pela redução do efeito “medo”, quer pela redução do efeito “ameaça”.

Normalmente, o primeiro efeito é menos duradouro, de tal modo que por vezes não é perceptível por parte dos trabalhadores empregados, daí que, no resultado final, se considere que o efeito de desencorajamento dos desempregados contribua, decisivamente, para a sua não efectividade no processo negocial.

³⁴ Equivalente a uma deslocação à esquerda da curva WS, na figura 1.

³⁵ O desencorajamento dos trabalhadores desempregados leva, inclusivamente, a uma diminuição da taxa de actividade, embora os trabalhadores que se tornem inactivos possam continuar a permanecer nas estatísticas como desempregados. (Bean, 1994)

Este tipo de modelos apresenta um potencial explicativo, muito importante, para o problema da persistência do desemprego. Mas, novamente, pode ser questionada a ideia de que exista uma degradação tão rápida e pronunciada de tal modo que torne realmente impossível empregar os desempregados de longa duração.

2.3. O Contributo da Teoria *Insider-Outsider*

A Teoria *Insider-Outsider* notabilizou-se, no campo científico, pela explicação de fenómenos de persistência, embora não seja esse o seu único, nem principal, objectivo. Como referido anteriormente, ela pretende explicar a existência de desemprego (involuntário) e a persistência como uma vertente deste complexo fenómeno que é o desemprego.

Dois dos estudos mais relevantes sobre os contributos da teoria *Insider-Outsider* para a análise de fenómenos de persistência do desemprego, que como tal serão analisados, neste ponto, são: o artigo de Blanchard e Summers, de 1986, intitulado "*Hysteresis and the European Unemployment Problem*"; o artigo de Alogoskoufis e Manning, de 1988, de nome "*Unemployment Persistence*".

Posteriormente, será analisado o problema da persistência tendo por base o modelo desenvolvido no primeiro capítulo. A análise dos dois artigos anteriores irá permitir uma comparação de modelos, enriquecendo desta forma a análise.

2.3.1. O Modelo de Blanchard e Summers

O modelo de Blanchard e Summers (Blanchard e Summers, 1986) constitui, indubitavelmente, um marco histórico no desenvolvimento da teoria *Insider-Outsider*, principalmente na explicação da persistência do desemprego verificada na década de 70 e 80, bem como das divergências entre as performances dos mercados de trabalho europeus e do mercado de trabalho americano.

Este artigo apresenta dois casos extremos onde se obtêm como resultados: num caso, a situação de histerese pura na taxa de desemprego de equilíbrio; noutra caso, a situação de não existência de qualquer tipo de persistência na mesma taxa de desemprego de equilíbrio. Estes casos extremos são apresentados como elucidativos e balizadores dos resultados do modelo, embora muitas vezes se critique os autores por apresentarem um modelo de histerese pura.

Passando à apresentação do modelo, note-se que o seu desenvolvimento se baseia na constatação empírica de que as taxas de desemprego do Reino Unido (R.U.), no período 1890-1985, e dos Estados Unidos da América (E.U.A.), no período 1892-1985, são bem descritas por um processo auto-regressivo de primeira ordem. Nomeadamente, obtêm os seguintes resultados:

$$\begin{array}{ll} \text{R.U.: } u = 0,93u(-1) + e; \sigma_e = 2,1\% & \text{E.U.A.: } u = 0,90u(-1) + e; \sigma_e = 2,0\% \\ (0,04) & (0,04) \end{array}$$

Em ambos os países o coeficiente de correlação de primeira ordem é muito elevado, ou seja, as taxas de desemprego exibem elevados níveis de persistência. Os autores afirmam, ainda, que existe alguma evidência empírica para o facto de o grau de persistência ser superior em períodos de níveis de desemprego médios mais elevados.

Tendo como ponto de partida estas constatações empíricas, desenvolvem um modelo que tem as seguintes hipóteses de base:

- ◇ A firma é passiva no processo de determinação de emprego e salário. Apenas apresenta a sua função de procura de trabalho e são os *insiders* que escolhem a sua combinação preferida de emprego e salário;
- ◇ Os *insiders* fixam os salários unilateralmente, não tendo os *outsiders* qualquer influência neste processo;
- ◇ O objectivo dos *insiders* neste processo é garantirem os seus empregos, em termos de valor esperado;

- ◊ A probabilidade de despedimento é igual para todos os *insiders*, ou seja, não há sistema de senioridade;
- ◊ A constituição do grupo de *insiders* depende de uma regra que retrata o número de períodos de trabalho necessários para conquistar o estatuto de *insider* (M), bem como o número de períodos no desemprego, ao fim dos quais se perde esse mesmo estatuto³⁶. Esta regra, que descreve a relação entre o estatuto de empregado e do *insider*, é a hipótese chave da teoria.

No modelo é apresentada a seguinte função de procura de trabalho:

$$n = -cw + e, \quad (21)$$

onde (n) é o emprego, (w) o salário real e (e) representa um choque tecnológico aleatório, com valor esperado (Ee).

A função de utilidade dos *insiders* é a seguinte:

$$U = p + bw, \quad (22)$$

onde (p) representa a probabilidade de o *insider* se manter empregado³⁷.

Designa-se por (n_0) o número inicial de *insiders*.

Resolvendo o modelo³⁸ obtém-se os níveis óptimos de salário, emprego e probabilidade:

$$w^* = \left(\frac{1}{c}\right) \cdot \left(-n_0 + Ee + a \left(2 \left(\frac{b}{c}\right) - 1\right)\right) \quad (23)$$

³⁶ O valor de M varia entre $[1; \infty[$, e não é necessariamente simétrico, ou seja, o número de períodos pode ser diferente quando se refere à conquista do estatuto e quando respeita à perda do mesmo.

³⁷ Esta probabilidade pode ser calculada algebricamente, para tal ver (Blanchard e Summers, 1986).

³⁸ Para uma análise mais pormenorizada da resolução do modelo ver o artigo original (Blanchard e Summers, 1986).

$$n = n_0 - a \left(2 \left(\frac{b}{c} \right) - 1 \right) + (e - Ee), \text{ com } E(e - Ee) = 0 \quad (24)$$

$$p^* = 1 - a \left(\frac{b}{c} \right)^2 \quad (25)$$

Conclui-se que o salário depende negativamente do número inicial de *insiders*.

Na função do nível de emprego, este excederá o número inicial de *insiders* se $\left[\left(2 \left(\frac{b}{c} \right) - 1 \right) < 0 \right]$. Apesar do sinal da expressão anterior não ser inequivocamente identificado, pode-se afirmar que quanto menor for b , maior será a importância atribuída pelos *insiders* à protecção do seu emprego em detrimento do nível salarial e , conseqüentemente, o emprego tenderá a superar o nível inicial de *insiders*. De forma análoga, quanto maior for c , maior será a resposta da procura de trabalho a variações de salários, logo o emprego tenderá a ser inferior ao nível inicial de *insiders*.

No caso extremo de ($M=1$) as soluções do modelo são as seguintes:

$$w_i^* = \left(\frac{1}{c} \right) \cdot \left(-n_{i-1} + a \left(2 \left(\frac{b}{c} \right) - 1 \right) \right) \quad (26)$$

$$n_i = n_{i-1} - a \left(2 \left(\frac{b}{c} \right) - 1 \right) + e_i \quad (27)$$

Neste caso, o emprego segue um passeio aleatório com *drift*, ou seja, existe histerese pura.

Assim, segundo este modelo, a persistência deriva do facto de alterações no nível de emprego (por exemplo devido a choques recessivos) provocarem alterações na constituição do grupo de *insiders*, bem como nas suas estratégias de negociação subsequentes. Relembre-se que

os salários são negociados tendo em vista a segurança dos empregos dos membros do grupo de *insiders*.

O grau de persistência varia negativamente com o valor de M .

Ainda no contexto deste modelo, os autores concluem que numa economia, constituída por muitas empresas idênticas, de concorrência monopolística e no caso de histerese pura (resultante de $M=1$) apenas os choques não antecipados afectam o emprego, ou seja, deriva-se a seguinte expressão para o nível de emprego³⁹:

$$n_i = n_{i-1} + (m_i - Em_i) + (e_i - Ee_i), \quad (28)$$

sendo este (m) a massa monetária nominal.

Segundo a expressão 28, os choques inesperados têm efeitos permanentes no emprego. No entanto, reforce-se a ideia que este resultado deriva do facto de M ser igual a 1, ou seja, de o grupo de *insiders* num dado momento ser igual ao grupo dos empregados, ou de outra forma, todos os desempregados são *outsiders* e como tal não exercem qualquer influência no processo de determinação salarial.

Se M for superior a 1, isto é, se demorar algum tempo a adquirir ou a perder o estatuto de *insider*, apenas uma longa sequência de choques do mesmo sinal poderá alterar o nível de emprego de equilíbrio, ou seja, ter efeitos permanentes. De outro modo o emprego regressará lentamente ao seu valor inicial de equilíbrio (Blanchard e Summers, 1987).

A variável chave deste modelo é o valor de M , daí a importância de uma melhor compreensão da determinação deste valor.

Em cada momento do tempo os trabalhadores empregados consideram óptimo maximizar infinitamente os seus interesses, ignorando o bem estar daqueles que são despedidos. Todos os

³⁹ Ver (Blanchard e Summers, 1986) para a derivação deste resultado.



empregados optam pela regra $M=1$ para o actual período e $M=\infty$ para os períodos posteriores.

Mas isto implica que a única regra consistente ao longo do tempo é $M=1$.

No entanto, parece plausível admitir que os trabalhadores empregados possam exercer alguma pressão no sentido de o grupo de *insiders* se comprometer, dentro de determinados limites, a precaver os seus futuros quer continuem ou não empregados na firma.

Estes limites serão determinados pelo grau de divergência entre o grupo inicial de *insiders* e o grupo de empregados no período subsequente. Quando a divergência é muito acentuada, os trabalhadores empregados ficarão reféns de estratégias de antigos trabalhadores, no caso de M se afastar de 1. Então, M varia negativamente com a variância dos choques, ou seja, ele tende para 1 quando a variância dos choques aumenta, no sentido de prevenir uma grande divergência (de interesses) entre *insiders* e empregados.

Outra ideia, que reforça a anterior, reside na possibilidade de M depender da realização dos choques. Uma sequência de choques negativos não antecipados, por exemplo, pode levar ao despedimento de grande parte do grupo inicial de *insiders*. Neste caso, existe um forte incentivo para que os *insiders* que permaneçam empregados ignorem os anteriores e, conseqüentemente, não procedam às reduções salariais necessárias ao aumento do nível de emprego, de modo a permitir a restituição do grupo original de *insiders*. M será tanto menor, quanto maior for a magnitude da recessão.

Por todas as justificações anteriores, os autores consideram improvável a hipótese de $M=\infty$, devendo este tender para 1, sem no entanto atingir esse valor.

Para concluir, este modelo apresenta duas explicações complementares para a existência de elevados e persistentes níveis de desemprego. Primeiro, para um dado valor de M (maior do que 1, mas menor que ∞), uma sequência de choques recessivos provocará alterações na composição do grupo de *insiders* e, conseqüentemente, alterará o nível de emprego de forma

quase permanente. Segundo, em períodos recessivos, os trabalhadores empregados são mais propensos a ignorar os desempregados, traduzindo-se em reduções do valor de M , o que aumentará o grau de persistência.

Como principal teste empírico, os autores estimaram para quatro países (Alemanha (A), Reino Unido (R.U.), França (F) e Estados Unidos da América (E.U.A.)), para o período de 1953-1984, equações de salários e de emprego derivadas do modelo⁴⁰.

Nas equações estimadas foi incluído uma tendência temporal linear com o intuito de captar possíveis alterações da taxa natural de desemprego. Tal inclusão é justificada pelo facto de o aumento do desemprego poder ser fruto de alterações nos determinantes estruturais da taxa natural de desemprego e não resultante de fenómenos de persistência.

Todas as especificações utilizadas, quer nas equações de salários, quer nas de emprego e desemprego, indicam a existência de substanciais níveis de persistência. O coeficiente de persistência⁴¹ calculado apresenta valores muito elevados para os três países europeus, atingindo por vezes valores superiores à unidade no caso do R.U.. Os E.U.A. registam valores consideravelmente inferiores neste coeficiente.

Nos testes empíricos denota-se uma insignificante contribuição da tendência temporal linear na generalidade das especificações, surgindo com valores negativos e/ou estatisticamente não significativos.

As equações de emprego e desemprego confirmam as conclusões das equações de salários, ou seja, quer o emprego, quer o desemprego, apresentam maiores graus de persistência para os países europeus.

⁴⁰ Os resultados das estimações, bem como a derivação das equações estimadas encontram-se no artigo em análise (Blanchard e Summers, 1986).

⁴¹ O seu valor varia positivamente com a persistência e atinge o valor de 1 para o caso de histerese pura.

Outro teste empírico efectuado ao modelo foi a comparação dos fluxos de e para o desemprego no R.U. e nos E.U.A.. Uma maior relevância desta teoria indicia menores taxas de rotação no emprego e maiores períodos de permanência no desemprego, ou seja, esta teoria alerta para um alisamento do emprego agregado durante os ciclos económicos.

Comparando os casos do R.U. e dos E.U.A., observa-se que apesar dos níveis de desemprego mais elevados no R.U., os fluxos para o desemprego são superiores nos E.U.A.. Esta constatação alerta para a fraca capacidade de admissão de desempregados no R.U. associada à fraca criação de postos de trabalho. Durante o período de 1970-1984, no R.U. a taxa de fluxo para o desemprego aumentou pouco (75%), comparativamente com o acentuado crescimento da taxa de desemprego (300%). Nos E.U.A. esta disparidade não se verifica, para o período 1979-1982, enquanto o aumento da taxa de fluxo para o desemprego foi de 44%, o da taxa de desemprego foi de 67%.

Tendo em conta os dados anteriores, relativos aos fluxos para o desemprego, é inevitável que a duração média do período de desemprego surja mais elevada no R.U..

No âmbito das críticas, várias são as que podem ser apontadas a este artigo, principalmente ao nível das hipóteses de base e da sensibilidade dos resultados a essas mesmas hipóteses. Seguidamente enumeram-se as mais relevantes.

□ A simplicidade do processo de determinação salarial, onde as empresas não têm qualquer papel activo, parece ser demasiado redutora. Seria mais ajustado à realidade a utilização de um modelo de negociação bilateral, onde o salário resultasse de um jogo cooperativo entre *insiders* e firmas;

□ A não efectividade dos *outsiders* é outra das falhas deste modelo. Este é um modelo claramente de *Insiders* e não de *Insider-Outsider*. Como se analisou no primeiro capítulo

os *outsiders* influenciam o processo de negociação salarial indirectamente, quer através do efeito medo, quer do efeito ameaça⁴²;

□ O facto de não existir um sistema de senioridade (LIFO), dado que no modelo todos os *insiders* se deparam com a mesma probabilidade de serem despedidos, é outra lacuna deste modelo, no que se refere ao ajustamento das suas hipóteses à realidade. No entanto se a hipótese da senioridade fosse adoptada individualmente, permanecendo a não efectividade dos *outsiders*, bem como a definição unilateral dos salários, o modelo tenderia mais facilmente para situações de desemprego elevado e, provavelmente, com maior grau de persistência, dado que a dimensão do grupo de *insiders* que determinaria o nível salarial seria mais reduzida, na medida em que resultava apenas do conjunto dos *insiders* seniores;

□ Não é explícito no modelo onde reside a fonte de poder dos *insiders*, uma vez que este não engloba, por exemplo, quaisquer custos de rotação do mercado de trabalho. De outra forma, não existe um limite de aumento dos salários dos *insiders*, acima do qual se torne rentável para a empresa substituí-los por *outsiders*. Neste sentido, Lindbeck afirma que este modelo é simplesmente um caso especial dos modelos de sindicatos, onde, inclusivamente, não se justifica a origem do poder desses sindicatos ou grupo de *insiders* (Lindbeck, 1993);

□ Os próprios autores indicam como limitação do modelo o facto de as firmas poderem influenciar a dimensão futura do grupo de *insiders* através das decisões de emprego correntes. Se as empresas empregarem mais trabalhadores no período corrente, isso aumentará o grupo de *insiders* no próximo período e, conseqüentemente, diminuirá o

⁴² Sobre estes dois efeitos ver pag. 19.

custo futuro do factor trabalho⁴³. Em consequência disto, as empresas poderão optar por níveis de emprego mais elevados no presente, que não correspondem ao ponto de maximização dos lucros de curto prazo;

□ Segundo este modelo o emprego é independente da força de trabalho, o que surge como contrafactual, na medida em que ambos denotaram ao longo dos últimos dois séculos uma tendência crescente, paralelamente à não existência de qualquer tendência na taxa de desemprego (Bean, 1994).

□ John Kennan, no comentário ao modelo (publicado no mesmo artigo) critica os testes empíricos, afirmando que a evidência empírica respeitante às divergências entre a Europa e os E.U.A. se deve à escolha dos três países europeus. Utilizando outros países, nomeadamente, Suécia, Suíça, Noruega ou Áustria, os resultados seriam diferentes. Este autor alerta para a existência de comportamentos muito distintos dos mercados de trabalho nacionais, no seio da própria Europa;

□ Por último, este modelo é criticado por Alogoskoufis e Manning, quer por questões teóricas, quer pelos testes empíricos (Alogoskoufis e Manning, 1988a). Segundo estes autores, o facto de os *insiders* considerarem apenas as perspectivas de emprego nas suas funções utilidade é restritivo e conduz à conclusão de que a variável crítica para a persistência do desemprego reside na velocidade com que se perde o estatuto de *insider*. No caso de as suas funções de utilidade dependerem de outros factores (e.g. salário reais desejados, como sugerem os autores) surge uma diversidade de outros factores complementares com capacidade de influenciar o grau de persistência: persistência nas aspirações salariais por parte dos *insiders*; as preferências relativas dos *insiders* entre salários e emprego; velocidade de ajustamento da função de procura de trabalho por parte

⁴³ Relembre-se que neste modelo o salário depende negativamente da dimensão do grupo de *insiders* (ver expressão 23).

das firmas; a elasticidade da procura de trabalho. Por outro lado, afirmam ainda que as conclusões empíricas obtidas por Blanchard e Summers são sensíveis à forma como estes aproximaram a evolução da taxa natural de desemprego, sendo necessário, segundo eles, pelo menos a utilização de uma tendência quadrática, ao invés da tendência linear utilizada⁴⁴.

2.3.2. O Modelo de Alogoskoufis e Manning

A apresentação deste modelo (Alogoskoufis e Manning, 1988a) deve-se, essencialmente, aos seus contributos em matéria de críticas à teoria de *Insider*, mais particularmente ao modelo de Blanchard e Summers, e não tanto pelo facto de representar um modelo típico da teoria *Insider-Outsider*. Desta forma, os autores alertam para a necessidade de modelos mais complexos e abrangentes na explicação do fenómeno da persistência, analisando três fontes de persistência: a dinâmica do grupo de *insiders*; as aspirações salariais dos *insiders*; a velocidade de ajustamento da procura de trabalho.

Neste modelo, à semelhança do anterior, o processo de determinação salarial é unilateral, ou seja, os *insiders* determinam o nível salarial e as firmas determinam, posteriormente, o nível de emprego. A divergência reside na função objectivo dos *insiders*, que neste caso depende também das aspirações salariais dos *insiders*.

O grupo de *insiders* (l_t^i) é constituído por uma média ponderada entre o emprego no período anterior (l_{t-1}) e a força de trabalho efectiva (\bar{n}_t).

$$l_t^i = \alpha l_{t-1} + (1 - \alpha) \bar{n}_t \quad (29)$$

⁴⁴ Pela importância que este artigo de Alogoskoufis e Manning teve na crítica ao modelo de Blanchard e Summers apresentado, bem como à teoria de *Insider* em geral, ele será objecto de uma análise mais pormenorizada na próxima subsecção.

Todas as variáveis se encontram logaritmizadas. O coeficiente α mede a proporção dos novos entrantes, bem como dos desempregados involuntários que são considerados *outsiders*, ou seja, α representa o grau de persistência. Se $\alpha=1$, todos os novos entrantes e desempregados voluntários são considerados *outsiders*, logo está-se perante o caso de histerese pura. Se $\alpha=0$, todos são considerados *insiders* e a constituição do grupo de *insiders* é independente da evolução do nível de emprego.

As aspirações salariais do grupo de *insiders* assumem-se como uma média ponderada dos salários reais do período anterior e dos salários reais compatíveis com o pleno emprego, podendo ser descritas pela seguinte função:

$$w_t = \beta(w - p)_{t-1} + (1 - \beta)\bar{w}_t \quad (30)$$

onde (w_t) representa o logaritmo do salário real desejado, (\bar{w}_t) o salário real consistente com o pleno emprego e $(1 - \beta)$ a velocidade de ajustamento ao salário real desejado.

Neste modelo, fazem parte da função objectivo dos *insiders*, quer o emprego, quer as aspirações salariais. Assim, a determinação do nível salarial resulta da minimização da seguinte função quadrática de perda a um período, definida em termos de desvios de salários e emprego dos seus objectivos:

$$L = \frac{1}{2}[l_t - l_t^i]^2 + \frac{\theta}{2}[(w - p)_t - w_t]^2 \quad (31)$$

onde θ representa o custo marginal dos desvios de salários reais do objectivo, relativamente aos do emprego.

A determinação do nível salarial por parte dos *insiders* tem em conta as repercussões subsequentes sobre as decisões do nível de emprego a tomar por parte das firmas, logo a minimização desta função é sujeita à restrição da seguinte função de procura de trabalho:

$$l_t = \gamma l_{t-1} - \delta(w - p)_t + v_t \quad (32)$$

com γ simbolizar o grau de persistência na procura de trabalho, δ a elasticidade de curto prazo da procura de trabalho em relação aos salários reais e v_t , um factor de posicionamento da função.

Calculando as condições de primeira ordem da minimização da expressão 31, sujeito à 32 e resolvendo em ordem aos salários reais obtém-se⁴⁵:

$$(w - p)_t = \beta(w - p)_{t-1} + (1 - \beta)\bar{w}_t + \frac{\delta}{\theta} [l_t - \alpha l_{t-1} - (1 - \alpha)\bar{n}_t] \quad (33)$$

Quando a determinação salarial é feita com base na informação disponível no fim do período ($t-1$), a minimização do custo esperado dada pela expressão 33 vem da seguinte forma:

$$(w - p)_t = \beta(w - p)_{t-1} + (1 - \beta)\bar{w}_t^e + \frac{\delta}{\theta} [l_t^e - \alpha l_{t-1} - (1 - \alpha)\bar{n}_t^e] - (p - p^e) \quad (34)$$

onde (e) representa expectativas racionais condicionadas à informação disponível no fim do período ($t-1$).

A taxa natural de desemprego (\bar{u}) é definida pelos autores como a diferença entre a força de trabalho total (n_t) e a força de trabalho efectiva (\bar{n}_t):

$$\bar{u}_t \equiv n_t - \bar{n}_t \quad (35)$$

Assumindo que a força de trabalho total segue um passeio aleatório com *drift*, ou seja, apresenta uma tendência estocástica:

$$n_t = g + n_{t-1} + \mu_t \quad (36)$$

onde g é a taxa média de crescimento da força de trabalho e μ_t é um ruído branco.

⁴⁵ A derivação destas expressões está presente no apêndice do artigo em análise.

Usando as expressões 35 e 36 é possível transformar a expressão 34 em:

$$(w - p)_t = c(t) + \beta(w - p)_{t-1} - \eta(u_t - \alpha u_{t-1}) \quad (37)$$

onde $\eta = \frac{\delta}{\theta}$ e $c(t) = (1 - \beta)\bar{w}_t + \left(\frac{\delta(1 - \alpha)}{\theta}\right)\bar{u}(t) + \left(\frac{\alpha\delta}{\theta}\right)(g + \mu_t)$.

Na função anterior de determinação salarial é perceptível a dependência dos salários reais em relação ao desemprego corrente (elasticidade: η), ao desemprego do período anterior (fonte de persistência: α) e aos salários reais do período anterior (fonte de persistência: β).

Para analisar a dinâmica do desemprego é necessário conjugar a função de determinação salarial (expressão 37) com a função de procura de trabalho. Esta última pode ser reescrita da seguinte forma⁴⁶:

$$u_t = \gamma u_{t-1} + \delta(w - p)_t + (1 - \gamma)n_{t-1} + g + \mu_t - v_t \quad (38)$$

Através da função de procura de trabalho é possível observar que o desemprego corrente é influenciado pelos salários reais (elasticidade: δ) e pelo desemprego do período anterior (fonte de persistência: γ).

Da conjugação da função de determinação salarial (37) com a função de procura de trabalho (38) deriva-se a seguinte função de desemprego:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \delta \eta \varepsilon_t - (v_t - \beta v_{t-1}) \quad (39)$$

com $\rho_1 = \frac{(\alpha\delta\eta + \beta + \gamma)}{(1 + \delta\eta)}$ e $\rho_2 = \frac{-\beta\gamma}{(1 + \delta\eta)}$

Assim, os autores obtiveram uma função de desemprego onde a persistência do desemprego depende de três fontes. Primeiro, da dinâmica de *insider* (α), ou seja, em

⁴⁶ Para tal basta subtrair n de ambos os lados da expressão 32 e usar a expressão 35 e 36.

resultado de elevados níveis de desemprego, alguns trabalhadores perderam o estatuto de *insider* o que reduz o objectivo para o nível de emprego por parte do grupo de *insiders*. Segundo, da persistência nas aspirações salariais (β), na medida em que aumentos passados de desemprego estão associados a aumentos passados dos salários reais, e estes salários elevados no passado influenciam positivamente as aspirações salariais para o presente, impedindo o regresso do desemprego aos níveis de equilíbrio. Terceiro, da persistência na procura de trabalho (γ), devido à existência de custos de ajustamento para as empresas⁴⁷.

Nesta forma sintética da função de desemprego, o primeiro desfasamento da taxa de desemprego influencia positivamente a taxa de desemprego actual através dos três canais referidos anteriormente (expressão 39), enquanto que o segundo desfasamento a influencia negativamente, devido à persistência na procura de trabalho (os salários reais desfasados uma vez são inferiores porque a procura de trabalho é igualmente inferior) e às aspirações salariais (as aspirações correntes são afectadas pelos níveis salariais passados).

Os casos particulares desta função de desemprego derivada pelos autores são apresentados no quadro seguinte.

⁴⁷ Para uma interessante análise gráfica destas três fontes de persistência ver (Alogoskoufis e Manning, 1988a).

Quadro I – Persistência do desemprego no modelo de Alogoskoufis e Manning

Desemprego influenciado por:	Ele próprio desfasado uma vez ($\rho_1 > 0$)
	Ele próprio desfasado duas vezes ($\rho_2 < 0$)
Casos particulares:	
Histerese I:	$\rho_1 = 1 \quad \rho_2 = 0$ Quando $\eta = \infty$ e $\alpha = 100\%$
Histerese II:	$\rho_1 + \rho_2 = 1$ Quando $\eta = 0$ e ($\beta = 100\%$ ou $\gamma = 100\%$) Quando $\alpha = 100\%$ e ($\beta = 100\%$ ou $\gamma = 100\%$)
Não há efeito do segundo desfasamento ($\rho_2 = 0$) quando $\beta = 0\%$ ou $\gamma = 0\%$ ou $\eta = 0\%$	

Adaptado de (Alogoskoufis e Manning, 1988a)

A forma sintética da função de desemprego (39) é importante porque os seus coeficientes (ρ_1, ρ_2) não só permitem captar, inteiramente, toda a dinâmica do fenómeno da persistência do desemprego, fornecendo uma medida directa deste, como possibilitam uma análise do papel de cada uma das três fontes de persistência referidas. Assim, tendo em conta o quadro I, para os casos particulares é possível deduzir o valor dos parâmetros de persistência (α, β, γ), partindo dos valores encontrados para os coeficientes (ρ_1, ρ_2)⁴⁸.

Um primeiro teste empírico efectuado pelos autores foi a estimação de um processo AR(2)⁴⁹ para a taxa de desemprego dos países em análise, com o intuito de obter estimativas para os coeficientes (ρ_1, ρ_2). As estimativas destes coeficientes apresentam para todos os países os sinais esperados, ou seja, ($\rho_1 > 0$) e ($\rho_2 < 0$). Por outro lado, o grau de persistência ($\rho_1 + \rho_2$) da taxa de desemprego surge muito elevado na maioria dos países, com a Espanha (1,04), França (1,04) e Irlanda (0,98) a apresentarem os valores mais elevados, sendo que para

⁴⁸ Com base nisto, os autores afirmam que o modelo de Blanchard e Summers é um caso particular deste modelo, mais propriamente, o caso de histerese I apresentado no quadro I.

⁴⁹ Neste processo AR(2) foi incluído uma tendência temporal e uma constante.

os países europeus à exceção dos países nórdicos este valor se encontra muito próximo de 1. Os valores mais baixos encontram-se nos E.U.A. (0,48), Noruega (0,48), Finlândia (0,48) e Suécia (0,52).

Depois de se concluir, com o teste anterior, pela existência de fenómenos de persistência nas taxas de desemprego dos países em análise, os autores procederam à estimação de uma função de salários, com o objectivo de avaliar a importância relativa das três fontes de persistência apresentadas.

A estimação desta equação de salários permitiu obter estimativas para duas das três fontes de persistência (α e β) e, paralelamente, uma estimativa para a elasticidade dos salários reais em relação à variação no desemprego (η). Esta última elasticidade depende da função de procura de trabalho, na medida em que os *insiders* reconhecem que existe um *trade-off*, imposto pelo comportamento das firmas, entre salários reais e emprego⁵⁰ e da importância que os *insiders* atribuem aos salários reais desejados, relativamente à concedida à garantia de permanência dos seus empregos⁵¹.

A primeira fonte de persistência (α), que retrata a dinâmica do grupo de *insiders*, não se apresenta, empiricamente, muito relevante. Exibe, inclusivamente, um comportamento distinto do sugerido por Blanchard e Summers, com os EUA a surgirem com um coeficiente de 100%, seguidos da Suécia com 77%. Conjuntamente, países como a Bélgica, a Dinamarca, a Itália, o Japão, a Espanha e a Suíça têm coeficientes nulos. Estes valores não explicam as divergências inter-países registadas nos graus de persistência, resultantes da estimação dos coeficientes ρ_1 e ρ_2 .

⁵⁰ O incentivo dos *insiders* para aceitarem reduções salariais, em períodos de aumento do desemprego, será tanto maior quanto maior for a elasticidade da procura de trabalho em relação aos salários reais (δ).

⁵¹ Medida pelo coeficiente θ .

A segunda fonte (β), que retrata a persistência resultante das aspirações dos *insiders* ao nível dos salários reais, apresenta-se bastante significativa no caso do Japão (100%) e da maioria dos países europeus (com valores muito próximos de 100%), com pequenas divergências entre estes últimos. Em oposição, os EUA surgem com o valor mais reduzido neste coeficiente (56%). Estas diferenças podem ser explicadas, nomeadamente, pela maior duração dos benefícios de desemprego nos países europeus relativamente aos EUA.

A elasticidade dos salários reais em relação à variação no desemprego (η) surge com valores mais elevados nos países nórdicos. Os autores constatarem uma importante correlação negativa (-0,58) entre este indicador de flexibilidade e o aumento do desemprego no período posterior a 1974.

Por outro lado, as estimativas para esta elasticidade, que varia entre 0,67 para a Irlanda e 14,72 para o Japão, sugerem que não se verifica a ideia de que os *insiders* se preocupam apenas com a manutenção dos seus empregos. Se tal acontecesse, θ tenderia para zero e esta elasticidade tenderia para ∞ (dado que $\eta = \delta / \theta$), o que, claramente, não se verifica empiricamente. Os autores exploraram ainda a causa das divergências encontradas nas estimativas desta elasticidade e concluem que se deve, essencialmente, a diferenças nas preferências por salários em detrimento de emprego (θ), e não tanto a discrepâncias do lado da procura de trabalho (δ).

Em relação à última fonte de persistência, o grau de ajustamento na procura de trabalho (γ), os autores utilizaram as estimativas de Newel e Symons (1985) e as de Bean et al. (Bean, Layard et al, 1986). Ambos os estudos sugerem elevados graus de persistência na procura de trabalho para a generalidade dos países europeus, conjuntamente com um grau muito reduzido para o caso dos EUA. Estes dados confirmam a ideia de menores custos de ajustamento nos EUA, comparativamente com a Europa.

Este modelo não se demonstra imune à maioria das críticas apresentadas para o modelo anterior. Assim, críticas como a simplicidade do processo de negociação, a não existência de um sistema de senioridade e a não explicitação das origens do poder dos *insiders* aplicam-se igualmente a este modelo.

Por outro lado, deve-se analisar os resultados empíricos resultantes da estimação das equações de salários com alguma cautela, na medida em que os coeficientes estimados têm um grau de significância de 70%, não sendo, como afirmam os próprios autores significativos aos níveis mais convencionais de 90% e 95%.

2.3.3. O Modelo Insider-Outsider com Negociação Salarial Bilateral

Right-to-Manage

Nesta subsecção apresentam-se os contributos da teoria *Insider-Outsider* para a percepção do fenómeno da persistência, tendo por base o modelo apresentado no primeiro capítulo deste estudo, pelo que se torna imprescindível recorrer novamente à terminologia aí utilizada e descrita no anexo V.

Para a percepção do modo como a persistência surge neste modelo, bem como os seus factores determinantes, é necessário uma definição de desemprego mais elaborada.

Recorrendo às considerações tecidas na definição de *outsiders* desempregados, é possível definir o desemprego como o *stock* de desempregados de curta duração (desempregados à menos de um período) e de longa duração (desempregados à um período ou mais).

O conjunto dos desempregados de curta duração é constituído pelos novos membros da população activa que não encontram emprego $\left[(1 - h_o) \cdot (\bar{N} - \bar{N}_{-1}) \right]$ e pelos *insiders* que perdem os seus empregos no início do período $\left[(1 - h_i) \cdot (1 - r \cdot (1 - \sigma)) \cdot L_{-1} \right]$, sendo σ a taxa de

saída (de *insiders*) exógena e L_t o *stock* emprego agregado no período anterior. Este conjunto é representado pela seguinte expressão:

$$U_{cd} = [(1 - h_o) \cdot (\bar{N} - \bar{N}_{-1})] + [(1 - h_i) \cdot (1 - r \cdot (1 - \sigma)) \cdot L_{-1}] \quad (40)$$

Por outro lado, os desempregados de longa duração são compostos pelos desempregados do período anterior que não foram admitidos no início do período, que é descrito por:

$$U_{ld} = [((1 - h_o) \cdot \theta + (1 - \theta)) U_{-1}] \quad (41)$$

O desemprego total em cada período é dado pela expressão:

$$U = [(1 - h_o) \cdot (\bar{N} - \bar{N}_{-1})] + [(1 - h_i) \cdot (1 - r \cdot (1 - \sigma)) \cdot L_{-1}] + [((1 - h_o) \cdot \theta + (1 - \theta)) U_{-1}] \quad (42)$$

Definido a taxa de desemprego da seguinte forma como $\{u \equiv (\bar{N} - L) / \bar{N}\}$ e considerando uma taxa de crescimento exógena da força de trabalho dada por $\{g_{\bar{N}} = (\bar{N} - \bar{N}_{-1}) / \bar{N}_{-1}\}$, deriva-se a seguinte expressão para a taxa de desemprego⁵²:

$$u = (1 + g_{\bar{N}})^{-1} \cdot [h_i - h_o \cdot \theta + r \cdot (1 - \sigma) \cdot (1 - h_i)] u_{-1} + (1 + g_{\bar{N}})^{-1} \cdot [g_{\bar{N}} \cdot (1 - h_o) + (1 - h_i) \cdot (1 - r \cdot (1 - \sigma))] \quad (43)$$

Da expressão anterior retira-se o seguinte coeficiente de persistência da taxa de desemprego:

$$\kappa = (1 + g_{\bar{N}})^{-1} \cdot [h_i - h_o \cdot \theta + r \cdot (1 - \sigma) \cdot (1 - h_i)] \quad (44)$$

Assim, obtém-se um coeficiente de persistência que depende de diversos factores e que pode ser representado pela seguinte função genérica, com os respectivos sinais das derivadas parciais⁵³:

$$\kappa = f \left[g_{\bar{N}}^-, h_i^+, h_o^-, r, \theta, \sigma, H_i^-, H_o^+ \right] \quad (45)$$

Neste modelo existem duas fontes de persistência independentes. Por um lado, o efeito resultante da vantagem de ser *insider*, traduzido em condições de emprego mais favoráveis, resultante da existência de custos de rotação no mercado de trabalho⁵⁴. Esta fonte é captada no coeficiente, quer pelo facto de a taxa de admissão de *insiders* exceder a de *outsiders* ($h_i > h_o$), quer pela presença do rácio de retenção (r). Por outro lado, o efeito resultante da desvantagem de ser *outsider*, sendo que a sua capacidade para encontrar emprego diminui à medida que aumenta o período de duração no desemprego, é traduzido no coeficiente de persistência pelo factor θ .

Na ausência de todos os efeitos referidos anteriormente, ou seja, quando ($h_i = h_o \wedge r = 0 \wedge \theta = 1$), a persistência será nula ($\kappa=0$). No entanto, o caso anterior reflecte uma condição suficiente, mas não necessária. Assim, para a situação de inexistência de

⁵² Se se considerasse que os desempregados de longa duração que não procuram emprego não faziam parte dos desempregados, na medida em que saíam da força de trabalho, a primeira parcela da taxa de desemprego (expressão 43) teria mais uma componente correspondente à percentagem de desempregados que saíam da população activa ($1-\theta$), ou seja, a primeira parcela seria $(1 + g_{\bar{N}})^1 \cdot [h_i - h_o \cdot \theta - (1 - \theta) + r \cdot (1 - \sigma)(1 - h_i)]u_{-1}$.

⁵³ Para determinar o sinal das derivadas parciais dos últimos dois factores (H_i e H_o) é necessário recorrer às expressões das taxas de admissão de *insiders* e de *outsiders* (3 e 4).

⁵⁴ Sobre as condições de emprego mais favoráveis para os *insiders* e seus determinantes ver capítulo 1.

persistência é necessário que a taxa de admissão de *insiders* iguale a de *outsiders* ($h_i = h_o$), conjuntamente com o facto de todos os desempregados de longa duração procurarem emprego ($\theta = 1$), bem como uma das seguintes condições: o rácio de retenção de *insiders* seja nulo ($r = 0$); todos os trabalhadores abandonem os seus postos no final de cada período ($\sigma = 1$); que se admitam todos os *insiders* e *outsiders* existentes ($h_i = h_o = 1$). A conjugação destas condições parece pouco verosímil.

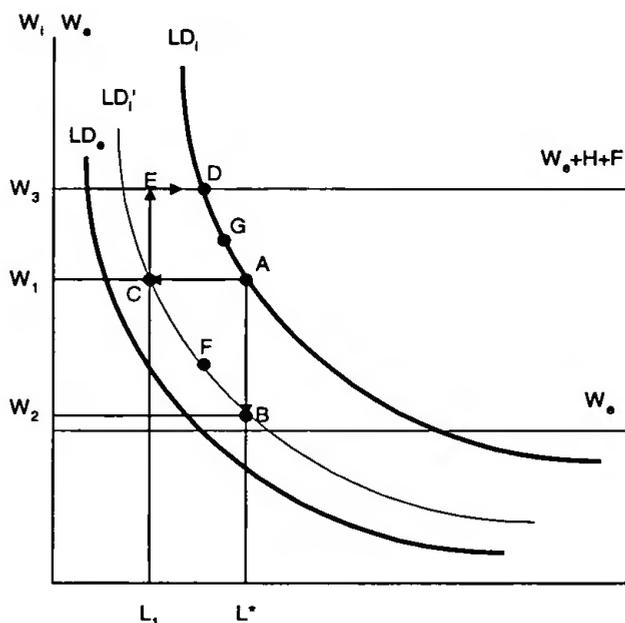
A situação de histerese pura ($\kappa=1$), de acordo com a expressão 44 só ocorrerá quando se verificarem conjuntamente as seguintes condições: todos os *insiders* sejam retidos ($r = 1$); não existam quaisquer admissões ($h_i = h_o = 0$); não existam saídas dos postos de trabalho ($\sigma = 0$); o crescimento da força de trabalho seja nulo ($g = 0$). Tal como as condições para inexistência de persistência, também as condições para a existência de histerese pura são irrealistas.

Desta forma, este modelo conclui pela existência de persistência positiva na taxa de desemprego, cujo grau depende de diversos factores inerentes ao funcionamento do mercado de trabalho, mas que é quase impossível transformar-se em histerese pura, dada a falta de aderência à realidade da conjugação das condições necessárias para que tal situação se verifique.

Por último, e de forma complementar ao anteriormente apresentado, parece interessante a análise gráfica do fenómeno da persistência, segundo a teoria *Insider-Outsider*. Para tal considera-se que existe uma curva de procura de trabalho para *insiders* (LD_i) e uma curva de procura de trabalho para entrantes (LD_e), que, pelo referido no capítulo 1, se situa à esquerda da anterior no espaço (W, L). Paralelamente, e expondo de uma forma bastante sucinta e simplificada a teoria apresentada no primeiro capítulo, considera-se que os entrantes têm um salário de reserva (W_e) e que para as firmas só é vantajoso trocar um *insider* por um

entrante, quando o salário do *insider* for superior à soma do salário do entrante com os custos de admissão do entrante (H) e com os custos de despedimento do *insider* (F). Daí a existência de um intervalo salarial [$W_E: W_E+H+F$] onde os *insiders* asseguram os seus postos de trabalho, devido à existência de custos de rotação no mercado de trabalho⁵⁵.

Figura 2 – Persistência do desemprego

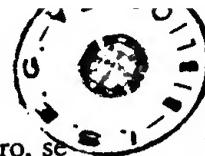


Adaptado de (Lindbeck, 1993)

A análise da figura anterior permite uma melhor compreensão do fenómeno da persistência.

Supondo um choque exógeno na procura de trabalho (e.g. choque negativo na produtividade ou um aumento de preço dos *inputs*), a curva de procura de *insiders* deslocar-se-á para a esquerda, passando de LD_i para LD_i' . Admite-se que no ponto inicial pré-choque (A) o salário é W_1 e o grupo de *insiders* é L^* .

⁵⁵ Note-se que esta é uma apresentação simplificada da teoria *Insider-Outsider* desenvolvida no primeiro capítulo, mas que tem a vantagem de permitir uma compreensão gráfica do fenómeno da persistência.



Em resposta a este choque exógeno duas respostas extremas podem existir. Primeiro, se os *insiders* tiverem como objectivo manter todos os seus postos de trabalho, então aceitam uma redução salarial até W_2 , de modo que o nível de emprego se mantém inalterado. Isto acontecerá, nomeadamente, se todos os trabalhadores empregados tiverem estatuto de *insider* e se não existir sistema de senioridade e se todos os *insiders* defrontarem o mesmo risco de despedimento. Neste caso, passa-se do ponto A para o ponto B, em consequência do choque negativo na procura de trabalho.

O outro extremo é o caso em que os *insiders* têm como objectivo manter o nível salarial pré-choque. O sistema de senioridade explica a racionalidade deste tipo de atitude, na medida em que os *insiders* seniores (quem negocia os salários) estão confiantes que não serão eles os despedidos se o salário se mantiver inalterado. Neste caso vários trabalhadores serão despedidos em resposta ao choque e o equilíbrio desloca-se do ponto A para o ponto C.

A diferença entre estes dois casos extremos baseia-se na forma de constituição do grupo de *insiders*, que pode ser explicada, entre outros factores, pela existência ou não de sistema de senioridade e pelo número de períodos necessários para conquistar o estatuto de *insider*.

Para continuar a análise gráfica, supõe-se que se verifica o segundo caso extremo, ou seja, o equilíbrio pós-choque encontra-se no ponto C. Por outro lado, assume-se que a função de procura de trabalho retorna à sua posição inicial (LD_1).

Se os *insiders* se preocuparem suficientemente com as oportunidades de emprego dos trabalhadores despedidos anteriormente, então aceitam que o salário se mantenha em W_1 e que o nível de emprego regresse a L^* , voltando-se ao ponto inicial de equilíbrio A. Este caso verifica-se, normalmente, quando a situação de recessão é de curta duração e os trabalhadores despedidos mantêm o estatuto de *insider*, influenciando deste modo as negociações salariais, de modo a garantir os seus regressos aos postos de trabalho.

Por outro lado, os *insiders* podem explorar a expansão da procura de trabalho, aumentando os seus salários até ao máximo possível sem incorrerem no risco de ser vantajoso para as firmas trocá-los por entrantes, ou seja, $W_3 (=W_E+H+F)$. Isto significa que o novo ponto de equilíbrio será o ponto D, onde apenas uma parte dos trabalhadores despedidos durante o período recessivo recuperará os seus empregos.

A análise anterior descreve uma situação de persistência, na medida em que se os *insiders* desejarem e tiverem capacidade para explorar o seu poder de negociação, podem fazer com que o nível de emprego após a retoma do choque recessivo não volte ao nível inicial pré-choque (L^*). Contudo não se verifica a situação de histerese pura, ou seja, o nível de emprego não se mantém igual ao do período recessivo (L_1).

O normal será que nenhuma destas situações extremas aconteça. Será mais natural que após o choque recessivo se passe, por exemplo, para o ponto F, onde se assiste a uma combinação de redução do nível de emprego e do nível salarial. De forma similar, será também mais verosímil que após a retoma, o equilíbrio se desloque para o ponto G, onde se assiste a aumentos, quer do emprego, quer dos salários. Mas mesmo neste caso existirá uma situação de persistência, dado que na situação final G o nível de emprego é inferior ao da situação inicial A.

3. DESEMPREGO E ESPECIFICIDADES DOS MERCADOS DE TRABALHO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA OS PAÍSES DA OCDE

Após o desenvolvimento de um modelo explicativo para o nível de desemprego, baseado essencialmente nas características de funcionamento do mercado de trabalho e, mais particularmente, do processo de negociação salarial, importa agora testá-lo empiricamente. Este capítulo centra-se na problemática das especificidades dos mercados de trabalho de vinte países da OCDE⁵⁶ e da sua relação com os diferenciais de desemprego e de graus de persistência do mesmo nos diferentes países.

A medição de fenómenos inerentes ao funcionamento dos mercados de trabalho dos diversos países constitui condição necessária à realização desta análise empírica. É precisamente nesta medição que reside um dos maiores obstáculos à realização de estudos empíricos que comportem análises comparativas entre países. Se existem alguns indicadores do mercado de trabalho que, com menor ou maior dificuldade, são construídos e vastamente utilizados (e.g. a taxa de desemprego), o mesmo não acontece, por exemplo, quando se pretende medir fenómenos institucionais (e.g. nível de protecção ao emprego). No entanto, fruto de trabalhos desenvolvidos, principalmente pela OCDE, foi possível construir um conjunto de indicadores que retratam tais fenómenos.

⁵⁶ A escolha dos países em análise foi restringida pela disponibilidade de informação. Deste modo, foram incluídos no estudo vinte países, designadamente: Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Holanda, Irlanda, Itália, Noruega, Portugal, Reino Unido, Suécia, Suíça, Austrália, Nova Zelândia, Canadá, E.U.A., Japão. As análises que se reportam ao desemprego de longa duração excluem a Áustria por falta de dados.

No início será feito um breve enquadramento sobre a evolução das taxas de desemprego nestes países, bem como dos diferentes graus de persistência do mesmo. Ainda neste enquadramento, será efectuada uma pequena reflexão sobre os diversos meios de avaliar empiricamente o grau de persistência do desemprego.

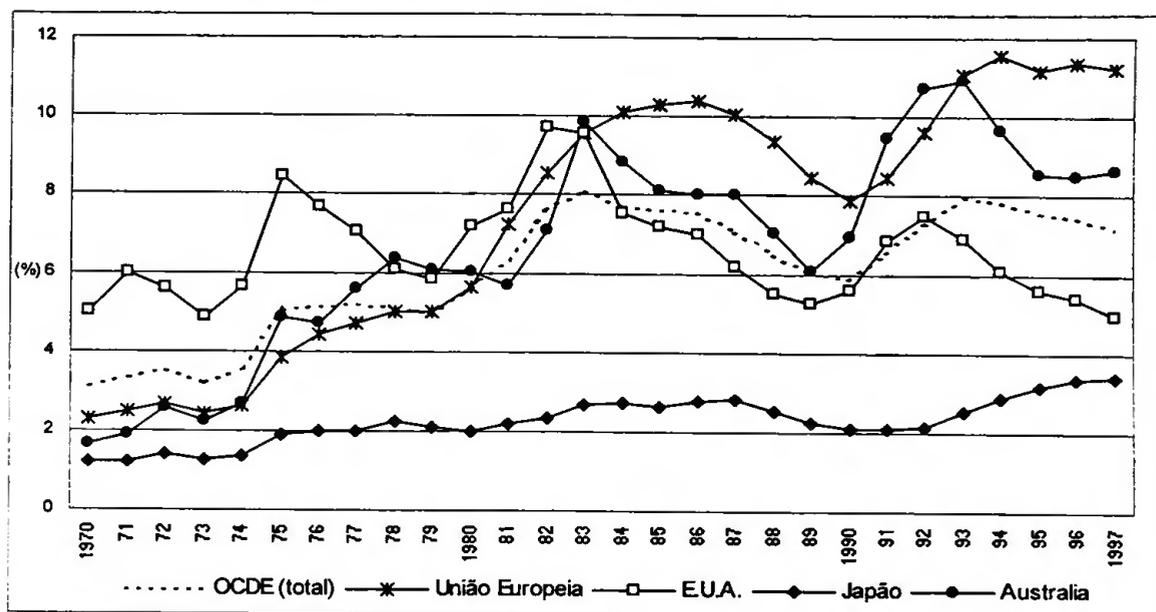
Seguidamente, apresentam-se as especificidades de funcionamento do mercado de trabalho dos diversos países, analisando, primordialmente, indicadores *proxy* das variáveis consideradas no modelo do primeiro capítulo (expressão 19) como determinantes do nível de desemprego. Em simultâneo, pretende-se analisar as possíveis correlações parciais entre estas variáveis e as taxas de desemprego.

Por último, mas representando o principal teste empírico à teoria apresentada, serão estimadas uma função de desemprego e uma função da percentagem de desemprego de longa duração para vinte países da OCDE.

3.1. A Evolução das Taxas de Desemprego e sua Persistência

Os diversos blocos económicos registaram evoluções significativamente distintas nas suas taxas de desemprego, como se pode verificar na figura 3. A principal diferença reside, basicamente, na forma como as diversas economias e, conseqüentemente, as suas taxas de desemprego responderam aos choques petrolíferos de 1973 e de 1979.

Figura 3 – Evolução das taxas de desemprego (1970-97)

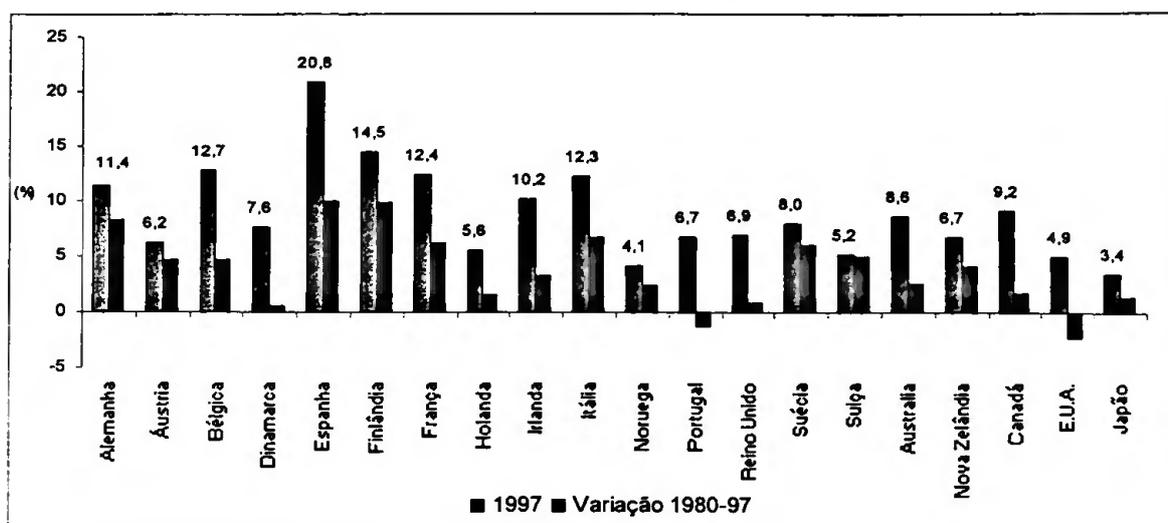


Fonte: OCDE

Até ao primeiro choque petrolífero (1973) os E.U.A. surgiam com uma taxa muito elevada (na ordem dos 5%), comparativamente com a União Europeia (U.E.) (cerca de 2,5%) e o Japão (cerca de 1,5%). No período entre os dois choques (1973-79), o desemprego aumenta ligeiramente nos E.U.A. e no Japão (cerca de 0,5 pontos percentuais (p.p.)), enquanto na U.E. cresce a um ritmo mais elevados (cerca de 3 p.p.). Esta tendência agravou-se no período após o segundo choque petrolífero, registando actualmente a U.E. uma taxa muito superior, quer aos E.U.A., quer ao Japão, ou mesmo, em menor escala, à Austrália.

Contudo, a análise do bloco europeu como um todo pode ser falaciosa dadas as diferenças verificadas entre os países que o compõem, como se retira da observação da figura 4.

Figura 4 – Taxas de desemprego em 1997 e variação 1980-97



Fonte: OCDE

A Espanha regista, actualmente, a taxa mais elevada (20,8%), tendo esta duplicado desde 1980. Por outro lado, existem países como a Dinamarca, Holanda, Noruega e Reino Unido que apresentam taxas de desemprego reduzidas e com pequenos aumentos desde 1980, enquanto Áustria, Suécia e Suíça, apesar de terem taxas relativamente reduzidas, registaram um acréscimo significativo no período 1980-97.

Destaque, ainda, para o caso Português, que regista uma das mais reduzidas taxas de desemprego em 1997 e foi, juntamente com os E.U.A., o único país da OCDE (em análise neste estudo) que registou uma diminuição no desemprego, comparativamente a 1980.

Tendo em conta a constatação empírica de que o mercado de trabalho europeu não demonstrou a capacidade do americano ou do japonês para resistir às recessões económicas, e que dentro da U.E. se registaram, igualmente, comportamentos distintos nas evoluções das taxas de desemprego, a questão primordial é perceber as causas desta diversidade de comportamentos. Mais precisamente, neste estudo, tenta-se aferir as possíveis relações entre as características de funcionamento dos mercados de trabalho nacionais e os níveis das taxas de desemprego.

A análise dos graus de persistência do desemprego, como reflexo das características de funcionamento do mercado de trabalho, surge como complementar à anterior.

Esta avaliação dos graus de persistência do desemprego é realizada, na grande maioria dos estudos (e.g. Blanchard e Summers, 1986 e Alogoskoufis e Manning, 1988a), recorrendo à estimação de processos autoregressivos (AR) e utilizando os coeficientes autoregressivos como medidas da persistência.

Os condicionantes inerentes à estimação de processos AR dificultam grandemente a interpretação deste tipo de testes empíricos, como se procura demonstrar seguidamente.

Em primeiro lugar, só é correcto estimar processos AR ou de médias móveis (MA) para séries que sejam estacionárias. É precisamente nos testes de estacionariedade das séries que surgem os primeiros problemas, quer na escolha do tipo de teste a utilizar, quer na reconhecida falta de potência dos diversos testes existentes. Note-se que, no caso de se aceitar a hipótese de não estacionariedade da série, ou seja, de existência de uma raiz unitária, se aceita empiricamente a hipótese de histerese pura⁵⁷.

Em segundo lugar, quando se aplica o mesmo processo (e.g. AR(1) ou AR(2)) a vários países (como foi efectuado nos artigos supracitados), nada garante que os valores dos coeficientes sejam os mais correctos econometricamente, uma vez que o tipo de processo utilizado pode não ser adequado para representar a série de desemprego de um determinado país. Neste caso, pode acontecer que o último coeficiente autoregressivo não seja estatisticamente significativo, caso a ordem do processo AR seja excessiva, ou, em oposição, pode acontecer que a inferência estatística sobre o modelo não seja válida, devido à existência de autocorrelação, caso a ordem do processo AR seja insuficiente para captar toda a dinâmica da série.

⁵⁷ Tal como explicitado na secção 2.1..

Por último, existem ainda outros pormenores inerentes a este tipo de testes que podem influenciar os resultados finais, como por exemplo, a inclusão ou não na estimação dos processos AR de uma tendência determinística, ou até mesmo, como debatido nos artigos anteriormente referidos, se essa tendência deverá ser linear ou quadrática.

Para comprovar as ideias acima expostas foram realizados três testes diferentes de estacionariedade⁵⁸ às séries de desemprego dos países em análise (ver anexo VI). Conclui-se que só para três países {Finlândia (estacionariedade) e Itália e Áustria (não estacionariedade)} se aceitou sempre a mesma hipótese nos três testes.

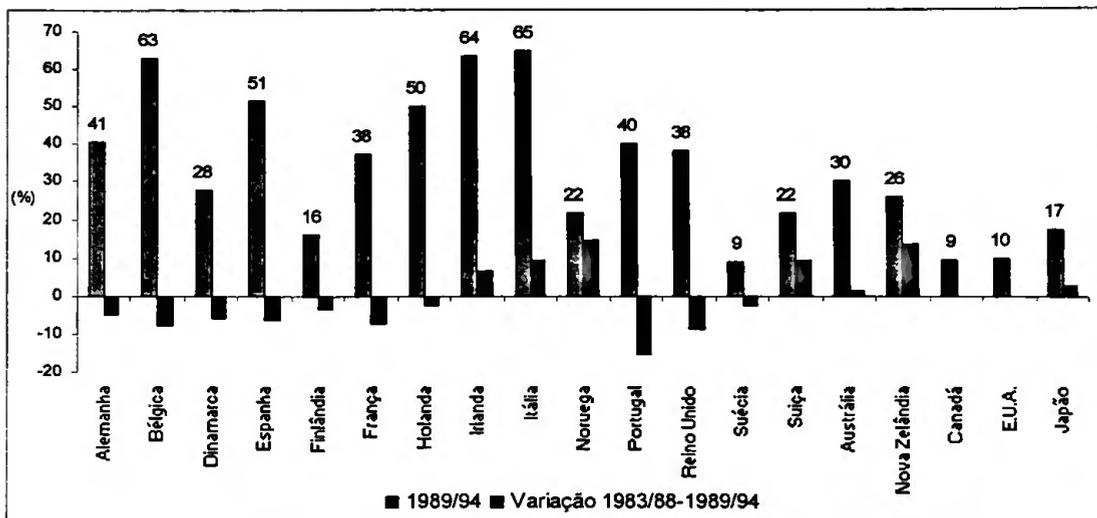
Aos testes econométricos à persistência do desemprego, acima referidos, tem sido concedida uma relevância excessiva, desviando em demasia, esta problemática da persistência do desemprego para o campo econométrico.

Neste estudo, será privilegiada, como análise empírica da persistência do desemprego, a observação da percentagem de desemprego de longa duração (composto pelos desempregados por um período superior a um ano) em relação ao desemprego total. O desemprego de longa duração é uma consequência directa da existência de persistência do desemprego e surge como uma forma mais consensual e menos dependente de artefactos econométricos para avaliar as diferenças inter-países de graus de persistência.

Analisando a percentagem de desempregados de longa duração nos diversos países (figura 5), verifica-se, tal como para a taxa de desemprego, diferenças consideráveis quer nos valores para o período 1989/94, quer nas evoluções 1983/88-1989/94.

⁵⁸ Para além dos testes mais utilizados de Dickey-Fuller e de Perron (para o caso de existência de quebras de estrutura), foi utilizado o teste KPSS. O teste KPSS, cuja principal inovação reside no facto de ter como hipótese nula a estacionariedade da série, é mais recente e pouco utilizado neste tipo de estudos de persistência do desemprego,.

Figura 5 – Percentagem de desemprego de longa duração (média do período 1989-94)



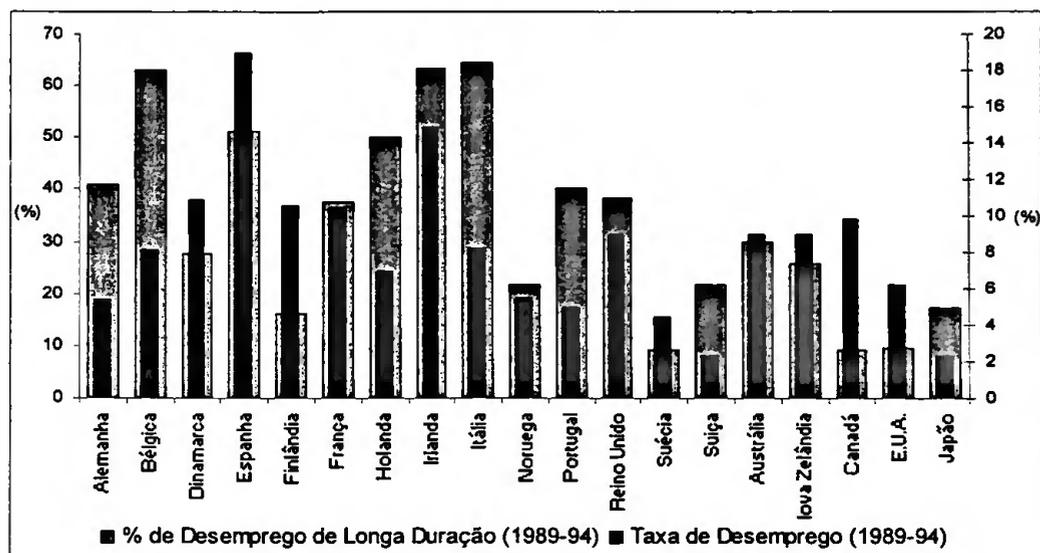
Fonte: (Nickell, 1997)

Também neste indicador os países da U.E. apresentam valores consideravelmente mais elevados que os E.U.A. e que o Japão, excepção feita aos países nórdicos,.

As elevadas percentagens de desemprego de longa duração na grande maioria dos países europeus são, indubitavelmente, uma das maiores preocupações em matéria de emprego para as autoridades políticas. No entanto, é de registar que a generalidade destes países assinalou reduções neste indicador, comparativamente ao período 1983-88.

Outro aspecto importante é o facto de não haver relação directa entre os *rankings* de países em termos de taxas de desemprego e de percentagens de desemprego de longa duração, como se pode observar da figura seguinte.

Figura 6 – Taxa de desemprego e percentagem de desemprego de longa duração
(média do período 1989-94)



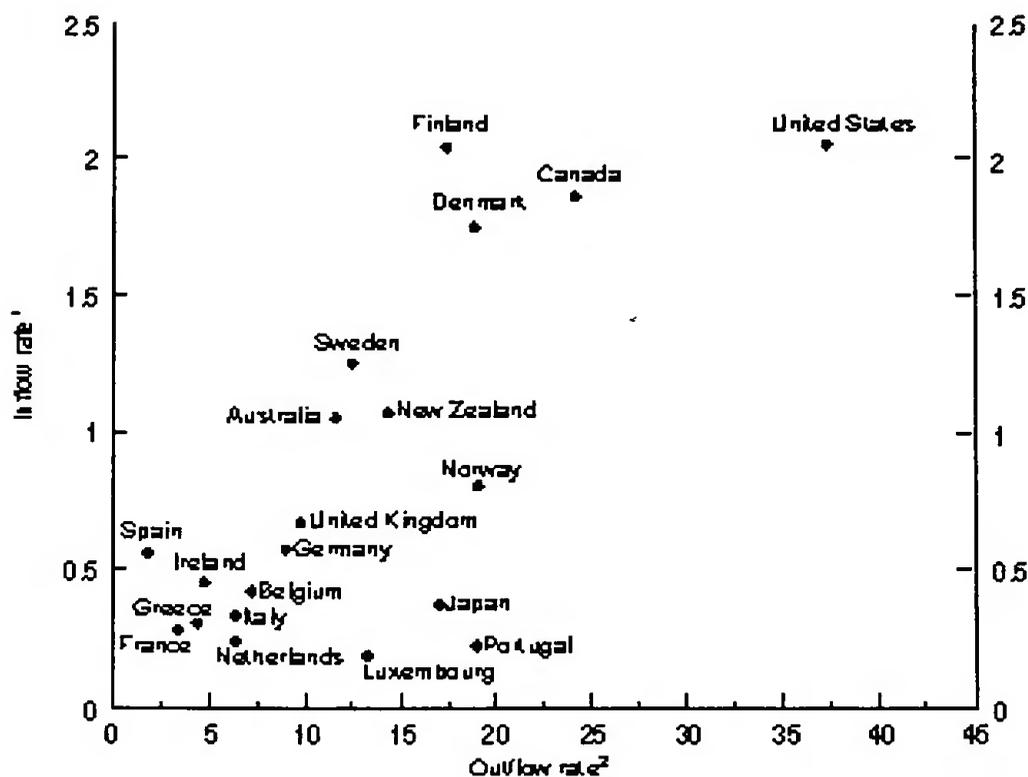
Fonte: (Nickell, 1997)

A Espanha é um bom exemplo do referido anteriormente, na medida em que apesar de ser o país com a mais elevada taxa de desemprego, é apenas o quarto país no *ranking* da percentagem de desemprego de longa duração.

Portugal, não obstante apresentar uma reduzida taxa de desemprego, tem uma considerável percentagem de desemprego de longa duração (40%), o que constitui um forte indício da existência de desajustamentos entre oferta e procura no mercado de trabalho, quer ao nível de qualificações, quer ao nível de localizações geográficas.

Por último, os fluxos de entrada e saída do desemprego constituem outra importante componente na análise das *performances* dos mercados de trabalho nacionais. Na base desta importância está a ideia de que países com maiores fluxos apresentam uma maior flexibilidade nos seus mercados de trabalho.

Figura 7 – Fluxos de entrada e saída do desemprego em 1993



1-Inflow rate – nº de desempregados à menos de um mês em % da população com idades compreendidas entre 15 e 64 anos menos o nº de desempregados.

2-Outflows são estimados como a diferença entre o nível mensal de inflows e a variação média mensal do desemprego relativamente ao ano anterior. A Outflow rate é expressa em % do total de desemprego

$Outflows = (I(t) + I(t-1))/2 - (C(t) - C(t-1))/12$, sendo: I=Inflows e C=Nível de desemprego.

Adaptado de (OCDE; 1996)

Nesta figura verifica-se que os países com maiores fluxos são os E.U.A., o Canadá, os países nórdicos, Austrália e Nova Zelândia.

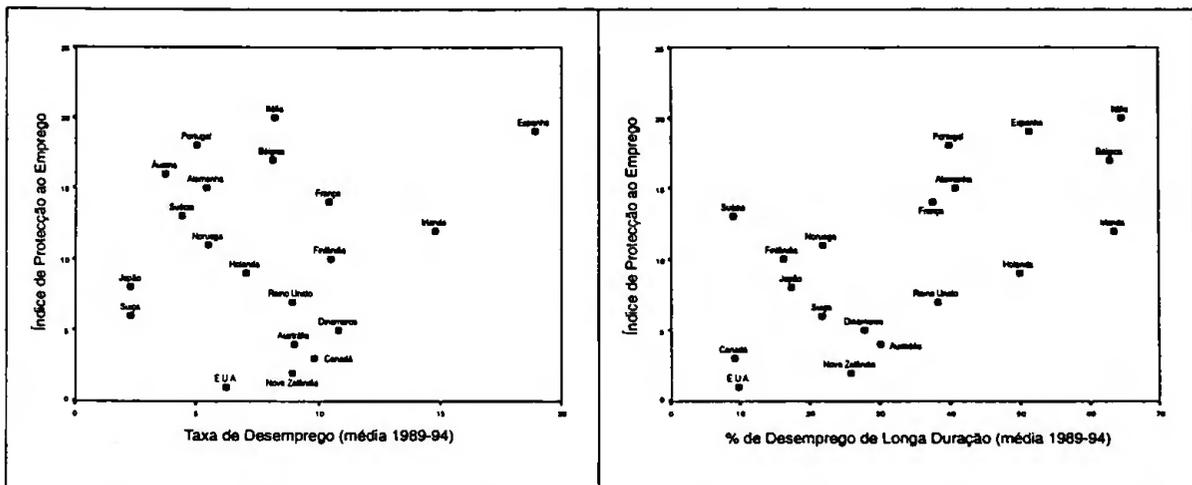
3.2. As Especificidades dos Mercados de Trabalho dos Países da OCDE

O objectivo deste ponto é não só apresentar os principais factores apontados, no modelo teórico desenvolvido neste estudo, como determinantes do desemprego e que caracterizam os diversos mercados de trabalho nacionais como averiguar as possíveis correlações parciais entre esses factores e os níveis e graus de persistência do desemprego.

Nesta análise foram utilizadas médias de seis anos, para evitar desfasamentos cíclicos entre os diversos países. Assim, impede-se que as divergências se devam ao facto de os países se situarem em diferentes fases do ciclo económico.

As principais fontes da informação estatística aqui analisada foram as publicações da OCDE e indicadores construídos, de forma compatível com os da OCDE, por Nickell, utilizados, por exemplo, no seu livro de 1991 (Layard, Nickell, et. Al., 1991) ou, mais recentemente, no seu artigo de 1997 (Nickell, 1997). Para uma melhor compreensão destas variáveis e indicadores, encontram-se no anexo VII as suas descrições e fontes estatísticas.

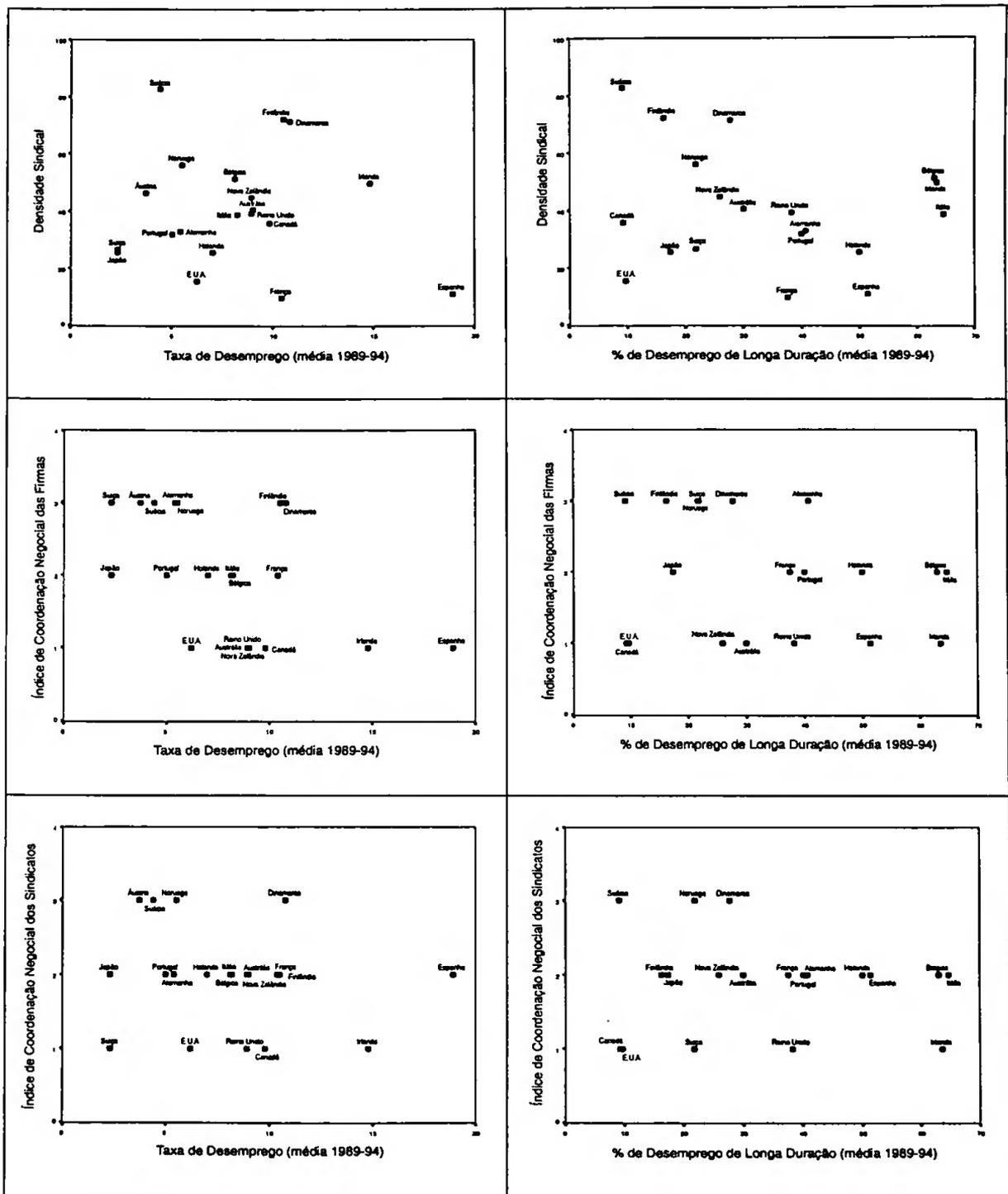
Figura 8 – Índice de protecção ao emprego



O índice de protecção ao emprego, que mede, de forma sucinta, todo o enquadramento legal no que respeita à admissão e despedimento de trabalhadores, apresenta-se mais elevado nos países da U.E., com especial enfoque nos países latinos (Itália, Espanha e Portugal). Considerando que este índice avalia, de certa forma, a flexibilidade do mercado de trabalho, a Europa surge, claramente, com os mercados de trabalho mais rígidos.

Nos gráficos anteriores é patente uma clara correlação positiva entre este indicador e a percentagem de desemprego de longa duração, o mesmo não acontecendo em relação à taxa de desemprego.

Figura 10 – Densidade sindical e índices de coordenação negocial

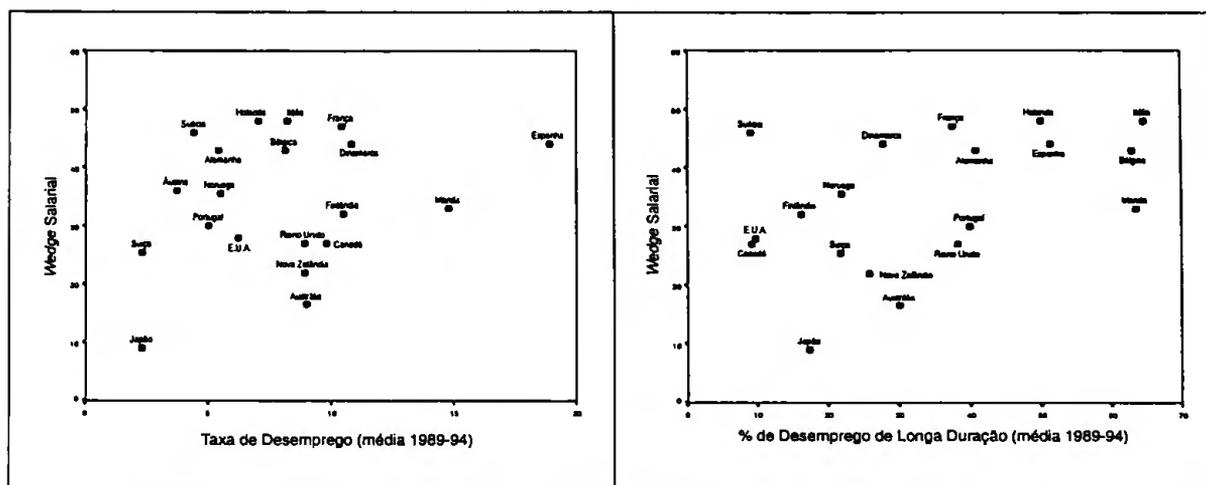


Os países nórdicos detêm as maiores percentagens de trabalhadores sindicalizados, mas paralelamente exibem os maiores índices de coordenação negocial, quer ao nível das firmas, quer ao nível dos sindicatos. Em oposição surgem os E.U.A., Canadá e Reino Unido, com

baixos graus de coordenação negocial, em ambos os níveis, e valores, relativamente, reduzidos na densidade sindical.

A análise gráfica deste indicadores parece revelar uma correlação positiva entre densidade sindical e a taxa de desemprego e correlações negativas entre índices de coordenação negocial e a mesma taxa de desemprego.

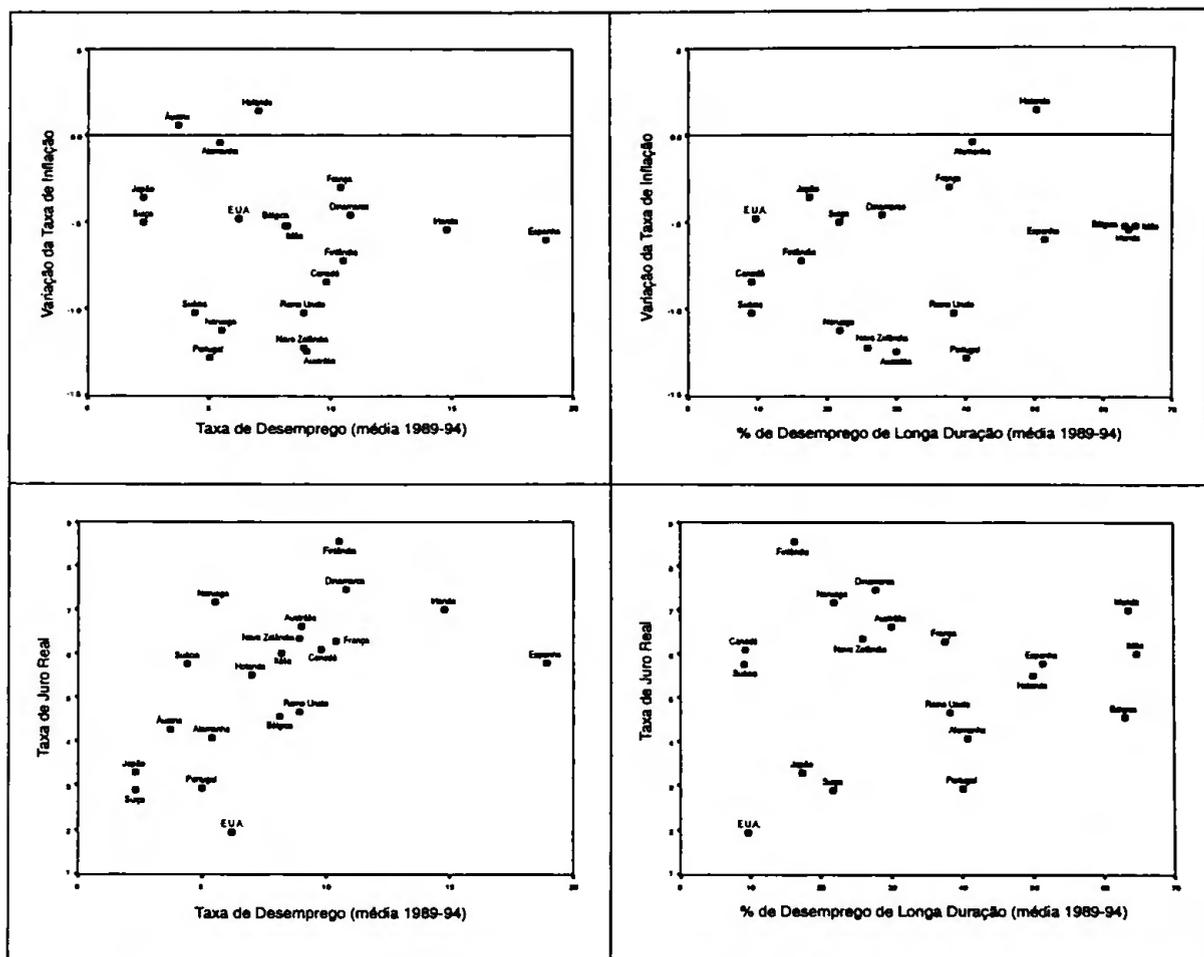
Figura 11 – *Wedge* salarial



O *wedge* salarial (diferença entre os custos totais do trabalho e salário recebido pelo trabalhador, medido em proporção do último), cujo efeito no modelo teórico não era inequivocamente determinado, surge aqui com uma correlação positiva com o nível de desemprego.

Quanto ao comportamento dos diversos países neste indicador, novamente, os E.U.A. e Japão registam os valores mais reduzidos, juntamente com Austrália, Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido e Suíça. Note-se que, na generalidade, são estes mesmos países que apresentam sistema de benefícios aos desempregados menos generosos.

Figura 13 – Variação da taxa de inflação e taxa de juro real



Estes dois indicadores não são particularmente característicos do funcionamento do mercado de trabalho, mas como analisado no modelo do primeiro capítulo podem influenciá-lo, indirectamente, através da sua preponderância na procura de trabalho. No modelo desenvolvido, estas variáveis estão incluídas nos choques de procura de trabalho.

Em relação à variação da taxa de inflação, que foi negativa em todos os países em análise, à excepção da Holanda e Áustria, não é possível, através desta simples análise gráfica, verificar se existe uma correlação negativa com a taxa de desemprego e, conseqüentemente, se a relação inversa entre desemprego e inflação preconizada pela curva de Phillips se verifica.

Quanto à taxa de juro real, variável determinante no nível de investimento da economia e desta forma indirecta na procura de trabalho, parece ter uma correlação positiva com a taxa de desemprego.

3.3. *Estimação Econométrica das Funções de Taxa de Desemprego e de Percentagem de Desemprego de Longa Duração*

Como principal teste à teoria desenvolvida neste estudo foram estimadas duas regressões econométricas: a primeira, que tem como variável explicativa o logaritmo da taxa de desemprego⁵⁹, testando a expressão 19; a segunda, que pretende explicar o grau de persistência do desemprego, representado pela percentagem de desemprego de longa duração.

As variáveis explicativas são constituídas pelos indicadores analisados no ponto anterior como características dos mercados de trabalho. Utilizaram-se as mesmas variáveis explicativas para as duas regressões, independentemente da sua significância estatística, com intuito de permitir uma melhor comparabilidade entre ambas.

Dada a existência de informação para dois períodos de seis anos (1983/88 e 1989/94), optou-se por efectuar regressões utilizando as técnicas de dados de painel. Deste modo, as regressões foram estimadas utilizando o Método dos Mínimos Quadrados Generalizados com efeitos aleatórios⁶⁰.

⁵⁹ O uso do logaritmo da taxa de desemprego, ao invés da simples taxa de desemprego, deve-se ao facto de este produzir melhores resultados e de ser comumente utilizado neste tipo de estudos.

⁶⁰ Ver anexo VIII.

Quadro II – Resultados das regressões para explicar o logaritmo das taxas de desemprego e a percentagem do desemprego de longa duração

	Logaritmo da Taxa de Desemprego	% do Desemprego de Longa Duração
Constante	0,641720 (2,37902) ; [0,017]	11,0509 (1,45674) ; [0,145]
Índice de Protecção ao Emprego	0,016610 (1,20770) ; [0,227]	2,07756 (5,45880) ; [0,000]
Duração dos Benefícios de Desemprego	0,088583 (2,31138) ; [0,021]	3,97804 (3,76411) ; [0,000]
Rácio de Substituição dos Benefícios de Desemprego	0,011413 (2,95354) ; [0,003]	-0,115914 (-1,03464) ; [0,301]
Densidade Sindical	0,0940797 (2,12107) ; [0,034]	0,253470 (2,23807) ; [0,025]
Índice de Coordenação Negocial das Firms	-0,479299 (-4,64733) ; [0,000]	-1,02609 (-0,365166) ; [0,715]
Índice de Coordenação Negocial dos Sindicatos	-0,178607 (-1,54597) ; [0,122]	-5,87307 (-1,82185) ; [0,068]
<i>Wedge</i> Salarial	0,025029 (3,77637) ; [0,000]	0,528612 (2,79968) ; [0,005]
Políticas Activas no Mercado de Trabalho	-0,021387 (-3,71473) ; [0,000]	-0,670789 (-4,40868) ; [0,000]
Variação da Taxa de Inflação	-0,190216 (-1,98375) ; [0,047]	1,20829 (0,593367) ; [0,553]
Taxa de Juro Real	0,082340 (2,81651) ; [0,005]	-1,62587 (-2,38100) ; [0,017]
R ²	0,845285	0,884570
R ² Ajustado	0,791935	0,841818
Nº de Países	20	19
Períodos	1983/88-1989/94	1983/88-1989/94
LM	2,62249	0,045849
Teste de heterocedasticidade	[0,105]	[0,829]
Teste de Hausman	9,4270	14,896
Teste de Exogeneidade dos Resíduos	[0,3076]	[0,0612]

(Os valores entre parêntesis curvos representam as estatísticas *t* e os valores entre parêntesis rectos representam os P-Values, ou seja, probabilidade de aceitar a hipótese nula)

Ambas as regressões apresentam resultados estatísticos consistentes com a teoria, principalmente a primeira que explica o logaritmo da taxa de desemprego, onde os coeficientes surgem estatisticamente significativos, conseguindo-se através desta regressão explicar 85% da variância da variável dependente.

Analisando ainda os resultados do ponto de vista puramente estatístico, note-se que em ambas as regressões se rejeita a existência de heterocedasticidade (aceita-se a hipótese nula de não existência de heterocedasticidade no teste LM), bem como se aceita a hipótese de

exogeneidade dos resíduos (aceita-se a hipótese nula de exogeneidade dos resíduos no teste de Hausman), que neste caso, de análise de dados de painel, significa que o modelo de efeitos aleatórios é preferível ao modelo de efeitos fixos⁶¹.

Passando à análise dos coeficientes, eles apresentam os sinais esperados, tendo em conta o modelo teórico. A única exceção reside no coeficiente da taxa de juro real na regressão sobre a percentagem de desemprego de longa duração, se bem que o modelo desenvolvido seja omissivo em relação a este coeficiente, no entanto, seria de esperar o sinal oposto neste coeficiente. Note-se que existe ainda outro caso, mais precisamente o sinal negativo do rácio de substituição dos benefícios de desemprego na regressão que pretende explicar a percentagem de desemprego de longa duração. No entanto este coeficiente não é estatisticamente significativo.

O índice de coordenação negocial dos sindicatos descreve a coordenação entre os diversos sindicatos existentes na economia e não a coordenação no seio de cada sindicato. Quando a coordenação entre os diversos sindicatos é total existe uma preocupação com o nível de emprego da economia e não apenas com o emprego dos seus membros. Deste modo o sinal negativo no coeficiente respeitante a este indicador era esperado.

O *wedge* salarial, que no modelo teórico não apresentava um sinal inequivocamente determinado, surge nesta análise empírica com o sinal positivo, ou seja, quando este aumenta, predomina o efeito que exerce sobre a procura de trabalho (reduzindo-a) e, desta forma, induz aumentos do desemprego.

O índice de protecção ao emprego é estatisticamente mais relevante na explicação da percentagem de desemprego de longa duração, do que propriamente na taxa de desemprego, o que significa que esta variável tem grande preponderância a longo prazo.

⁶¹ Ver anexo VIII.

Este estudo econométrico contém, ainda, resultados interessantes no que respeita ao coeficiente da variação da taxa de inflação, que é estatisticamente significativo e negativo na primeira regressão e não significativo na segunda. Estes resultados indiciam que se verifica a curto prazo a existência de uma relação negativa inflação-desemprego, mas que a longo prazo não se verifica qualquer relação entre estas duas variáveis, que é um resultado compatível com a existência de uma curva de Phillips aumentada pelas expectativas.

CONCLUSÃO

Ao longo de todo este estudo, o modelo *Insider-Outsider* desenvolvido demonstrou uma considerável capacidade para explicar a existência de elevados e persistentes níveis de desemprego involuntário, sendo, desta forma, um importante auxílio na compreensão das diferenças entre países ao nível das *performances* dos seus mercados de trabalho.

Partilhando a ideia de que os valores que as taxas de desemprego atingiram, principalmente na Europa, são demasiado elevados para traduzirem unicamente fenómenos cíclicos e/ou de desemprego voluntário, este estudo permitiu, em termos teóricos, clarificar que existe desemprego involuntário, mesmo que todos os agentes apresentem comportamentos otimizadores ao nível microeconómico. Neste caso, o desemprego involuntário resulta do enquadramento institucional existente nos mercados de trabalho, nomeadamente, na forma como isso se reflecte no processo de negociação salarial.

Os desenvolvimentos, relativamente recentes, na teoria dos Jogos e, mais particularmente, nas teorias de Negociação permitem a este tipo de modelos retratar de forma mais fiel os processos de negociação salarial, tendo reflexos extremamente positivos ao nível de um maior realismo das suas hipóteses. Em termos de investigações futuras, a possibilidade de complexificação dos modelos de negociação, com as enormes vantagens que acarreta no que respeita ao realismo dos modelos, permitirá melhores percepções da realidade, particularmente nesta questão do desemprego.

Da análise empírica, realizada neste estudo, decorrem importantes conclusões para a compreensão das diferenças, quer de níveis de desemprego, quer de graus de persistência do mesmo, no seio dos países da OCDE.

Os generosos sistemas de protecção social característicos da Europa, têm impactes negativos nos desempenhos dos mercados de trabalho. O modelo social europeu, se numa

primeira fase das recessões permite atenuar as suas consequências negativas, quando a recessão se torna mais prolongada e/ou acentuada cria enormes dificuldades à recuperação das economias. Como refere Ljungqvist o modelo social europeu funciona como uma “Bomba-Relógio” pronta a explodir a qualquer recessão que exceda certos limites, transformando rapidamente o problema do desemprego de conjuntural em estrutural (Ljungqvist, 1997). O eclodir desta “Bomba-Relógio” foi a principal causa das crises financeiras dos sistemas de Segurança Social verificadas em alguns países europeus.

Sendo assim, está-se perante um modelo social europeu com elevados índices de protecção social e, mais especificamente, ao emprego, que encerra em si um perigoso processo de auto-destruição. Ou seja, ele constitui uma das principais causas dos elevados e persistentes níveis de desemprego verificados, que por sua vez, estão na origem das crises financeiras do sistema.

As constatações anteriores alertam, por um lado para a necessidade de uma maior flexibilização da generalidade dos mercados de trabalho europeus e, por outro lado, para a definição de uma *policy-mix* mais favorável ao emprego, ou seja, que conjugue políticas de expansão de procura em momentos de recessões mais profundas, com maiores investimentos ao nível das políticas activas no mercado de trabalho.

A necessidade de uma maior flexibilidade dos mercados de trabalho europeus, complementada com a evolução para um quadro institucional mais favorável às empresas, como condição estrutural necessária à competitividade e ao crescimento do emprego tem conquistado terreno e, sobretudo, consenso no debate sobre os problemas do desemprego.

No entanto, a flexibilização dos mercados de trabalho europeus deve ser gradual, sob pena de não só não resolver os problemas do desemprego, como de criar fortes convulsões sociais. As reformas não deverão gerar insegurança no mercado de trabalho, mas sim garantir a

segurança com flexibilidade, aumentando a “empregabilidade” da mão-de-obra. A ênfase deverá ser na “segurança na mudança”, em oposição à “segurança contra a mudança”.

No capítulo das políticas, é notória a necessidade de políticas de procura que evitem recessões de maiores dimensões, com o intuito de evitar o despoletar da “Bomba-Relógio”.

Ainda neste tópico, o recente estudo de De Grauwe (De Grauwe; 1998), ao fazer a comparação das políticas económicas seguidas nos últimos anos pelos E.U.A. e pelos países da U.E., conclui que a política europeia se revelou demasiado restritiva para os objectivos que atingiu ao nível da inflação. Assim, o autor refere que os E.U.A. com uma política orçamental restritiva e uma política monetária de teor, principalmente, expansionista, com o objectivo de absorver os choques recessivos, conseguiram uma redução da inflação semelhante à dos países da U.E. (que se caracterizaram por políticas monetárias e orçamentais contracionistas), sem, no entanto, terem registado aumentos pronunciados de desemprego, como se verificou na U.E..

Por outro lado, torna-se necessário na Europa aumentar o peso das políticas activas no mercado de trabalho, comparativamente às passivas. No modelo econométrico apresentado, este tipo de políticas demonstraram alguma capacidade de influenciar, quer o nível da taxa de desemprego, quer a percentagem de desemprego de longa duração. Note-se que em 1996, no seio dos países da U.E., apenas na Suécia as verbas despendidas em políticas activas eram superiores às passivas.

Nos últimos anos, enquanto os critérios subjacentes à construção da U.E. retiraram capacidade aos Estados Membros para prosseguirem políticas de expansão da procura, o modelo social europeu e todo o enquadramento institucional que o caracteriza retirou aos mercados de trabalho, dos mesmos Estados Membros, capacidade de absorverem os choques recessivos e deles recuperarem.

BIBLIOGRAFIA

- ALOGOSKOUFIS, G. S. e MANNING, Alan. (1988a). "*On the Persistence of Unemployment.*" *Economic Policy*(7 (October)):Pag. 427-69.
- ALOGOSKOUFIS, G. S. e MANNING, Alan. (1988b). "*Wage Setting and Unemployment Persistence in Europe, Japan and the USA.*" *European Economic Review*(32(2-3)):Pag. 698-706.
- BALTAGI, Badi H. (1995), "*Econometric Analysis of Panel Data*" England: Wiley.
- BEAN, Charles R. (1994). "*European Unemployment: A Retrospective.*" *European Economic Review* 38:Pag. 523-34.
- BEAN, Charles R. (1994). "*European Unemployment: a Survey.*" *Journal of Economic Literature* XXXII(June):Pag. 573-619.
- BEAN, Charles R., LAYARD, Richard e NICKELL, Stephen. (1986). "*The Rise in Unemployment: A Multi-Country Study.*" *Economica* 53:Pag. 1-22.
- BENTOILA, S. e BERTOLA, G. (1990). "*Firing Costs and Labor Demand: How Bad Is Eurosclerosis?*" *Review of Economic Studies*(57(3)):Pag. 381-402.
- BLANCHARD, Olivier J. (1991). "*Wage Bargaining and Unemployment Persistence.*" *Journal of Money Credit and Banking* 23(3):Pag. 277-92.
- BLANCHARD, Olivier J. e SUMMERS, Lawrence H. (1986). "*Hysteresis and the European Unemployment Problem.*" *NBER Macroeconomics Annual*:Pag. 15-88.
- BLANCHARD, Olivier J. e SUMMERS, Lawrence H. (1987). "*Hysteresis in Unemployment.*" *European Economic Review*(31):Pag. 288-95.
- BLANCHARD, Olivier e JIMENO, Juan F. (1995). "*Structural Unemployment: Spain Versus Portugal.*" *American Economic Review* 85(2):Pag. 212-18.
- BLANCHFLOWER, David G., GARRET, Mario D. e OSWALD, Andrew J. (1990). "*Insider Power in Wage Determination.*" *Economica*(57):Pag. 143-70.
- BULOW, Jeremy I. e SUMMERS, Lawrence H. (1986). "*A Theory of Dual Labor Markets With*

Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment.
Journal of Labor Economics 4(3):Pag. 376-414.

CARLIN, Wendy e SOSKICE, David (1990), *"Macroeconomics and the Wage Bargain: a Modern Approach to Employment, Inflation and the Exchange Rate"* New York: Oxford University Press.

CEPR (1995), *"Unemployment: Choices for Europe"* CEPR - CENTRE FOR ECONOMIC POLICY RESEARCH. London.

CHINITA, Margarida (1992), *"Painel De Dados"*, Tese de Mestrado, Instituto Superior de Economia e Gestão, Lisboa.

COMISSÃO DAS COMUNIDADES EUROPEIAS (1993), *"Crescimento, Competitividade, Emprego: Os Desafios e As Pistas Para Entrar No Século XXI - Livro Branco"* Luxemburgo: Serviço das Publicações Oficiais das Comunidades Europeias.

CONSELHO ECONÓMICO E SOCIAL (1996), *"Crescimento, Competitividade e Emprego"* Lisboa: Conselho Económico e Social.

DE GRAUWE, Paul (1998), *"The Risk of Deflation in the Future EMU: Lessons of the 1990s "*. CEPR Discussion Paper Series N° 1834.

ENDERS, Walter (1995), *"Applied Econometric Time Series"* United States of America: Wiley.

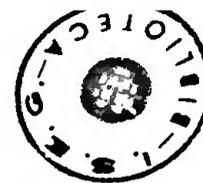
GOTTFRIES, N. e HORN, H. (1987). *"Wage Formation and the Persistence of Unemployment."* Economic Journal 97:Pag. 877-84.

GREENE, William H., (1993), *"Econometric Analysis"*, 2ª ed. Estados Unidos da América: Prentice Hall.

HALL, Bronwyn H. (1991), *"Time Series Processor, User's Guide"* Vers. 4.3. EUA: TSP International.

HOLMLUND, Bertil (1991), *"Unemployment Persistence and Insider-Outsider Forces in Wage Determination"* OCDE Working Papers N°92.

HOLMLUND, Bertil e ZETTERBERG, Johnny. (1991). *"Insider Effects in Wage Determination: Evidence From Five Countries."* European Economic Review 35:Pag.



- KWIATKOWSKI, Denis, PHILLIPS, Peter, SCHMIDT, Peter e SHIN, Yongcheol. (1992). *"Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?"* Journal of Econometrics 54(1-3):Pag. 159-78.
- LAYARD, Richard, NICKELL, Stephen, e JACKMAN, Richard (1991), *"Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market"* United States: Oxford University Press.
- LINDBECK, Assar (1988), *"Cooperation, Harassment, and Involuntary Unemployment: an Insider-Outsider Approach"*, *"The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment"*, London: Mit Press.
- LINDBECK, Assar. (1992). *"Macroeconomic Theory and the Labor Market."* European Economic Review 36(2/3):Pag. 209-35.
- LINDBECK, Assar (1993), *"Unemployment and Macroeconomics"* London, England: MIT Press.
- LINDBECK, Assar (1994), *"The Unemployment Problem"* . Institute for International Economic Studies N° 575: Stockolm.
- LINDBECK, Assar e SNOWER, Dennis J. (1990). *"Demand- and Suplly-Side Policies and Unemployment: Policy Implications of the Insider-Outsider Approach."* Scandinavian Journal of Economics 92(2):Pag. 279-305.
- LINDBECK, Assar e SNOWER, Dennis J. (1991), *"Patterns of Unemployment: An Insider-Outsider Analisis"* . Institute for International Economic Studies N° 520: Stockolm.
- LINDBECK, Assar e SNOWER, Dennis J. (1985), *"Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations"* . Institute for International Economic Studies N° 344 Stockolm.
- LJUNGQVIST, Lars e SARGENT, Thomas J. (1997). *"The European Unemployment Dilemma."* .
- LJUNGQVIST, Lars e SARGENT, Thomas J. (1995). *"The Swedish Unemployment Experience."* European Economic Review 39:Pag. 1043-70.

- MANZINI, Paola (1996), "*Game Theoretic Models of Wage Bargaining*" University of Exeter, Discussion Paper in Economics N° 96/15: England.
- MANZINI, Paola e SNOWER, Dennis J. (1996), "*On the Foundations of Wage Bargaining*". CEPR Discussion Paper Series N° 1514.
- MÁTYÁS, László e SEVESTRE, Patrick (1992), "*The Econometrics of Panel Data*" Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- NASH, John. (1950). "*The Bargaining Problem.*" *Econometrica* 18:Pag. 155-62.
- NASH, John. (1953). "*Two-Person Cooperative Games.*" *Econometrica*(21):Pag. 128-40.
- NICKELL, Stephen. (1997). "*Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe Versus North America.*" *Journal of Economic Perspectives* 11(3):Pag. 55-74.
- NICKELL, Stephen e WADHWANI, Sushil. (1990). "*Insider Forces and Wage Determination.*" *Economic Journal* 100:Pag. 496-509.
- OCDE (1994), "*Jobs Study: Evidence and Explanations - Part II: The Adjustment Potential of the Labour Market*" Paris: OCDE.
- OCDE (1996), "*Unemployment in the OECD Area, 1950-1996*" OCDE.
- OSBORNE, Martin J. e RUBINSTEIN, Ariel (1990), "*Bargaining and Markets*" United Kingdom: Academic Press.
- PEDERSEN, Peder J. e NIELSEN-WESTERGARD, Niels. (1993). "*Unemployment: a Review of the Evidence From Panel Data.*" *OECD Economic Studies* 20(Spring):Pag. 65-114.
- PEREIRA, João (1996), "*Teorias De Persistência e Histerese*", Tese de Mestrado, Instituto Superior de Economia e Gestão, Lisboa.
- PERRON, Pierre. (1989). "*The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis.*" *Econometrica* 57(6):Pag. 1361-401.
- PETERS, Hans J. M. (1992a), "*Nash Bargaining Solutions*", Pag. 13-45 in "*Axiomatic Bargaining Game Theory*", Ed. PETERS, Hans J. M. Netherlands: Kluwer Academic Publishers.

- PETERS, Hans J. M. (1992b), "*Noncooperative Models for Bargaining Solutions*", Pag. 169-192 in "*Axiomatic Bargaining Game Theory*", Ed. PETERS, Hans J. M. Neyherlands: Kluwer Academic Publishers.
- PHelps, Edmund S. (1972), "*Inflation Policy and Unemployment Theory*" London: Macmilan.
- PISSARIDES, Christopher A. (1992). "*Loss of Skill During Unemployment and the Persistence of Employment Shocks.*" The Quarterly Journal of Economics CVII(4):Pag. 1371-91.
- SACHS, Jeffrey D. (1983). "*Real Wages and Unemployment in the OECD Countries.*" Brooking Papers on Economic Activity I:Pag. 255-305.
- SAINT-PAUL, Gilles. (1995). "*Some Political Aspects of Unemployment.*" European Economic Review 39(3/4):Pag. 575-82.
- SAPSFORD, David e TZANNATOS, Zafiris (1993), "*The Economics of the Labour Market*" London: MacMillan Press.
- SILVESTRE, Joaquim. (1993). "*The Market-Power Foundations of Macroeconomic Policy.*" Journal of Economic Literature XXXI:Pag. 105-41.
- SMITH, Stephen W. (1994), "*Labour Economics*" London.
- STUDENMUND, A. H. (1997), "*Using Econometrics: a Practical Guide*" Estados Unidos da América: Addison Wesley.
- WINTER-EBMER, Rudolf. (1991). "*Some Micro Evidence on Unemployment Persistence.*" Oxford Bulletin of Economics and Statistics 53(1):Pag. 27-43.

ANEXOS

Anexo I – A Teoria da Negociação Cooperativa: A Solução de Negociação de Nash

Assimétrica

A teoria da negociação foi desenvolvida inicialmente por John Nash nos seus artigos de 1950 e 1953 (Nash, 1950 e Nash, 1953) e centrava-se no estudo de jogos cooperativos (ou de soma não nula), sendo denominada de teoria da negociação cooperativa (ou axiomática). Posteriormente, mais precisamente em 1982, através de Ariel Rubenstein, a teoria da negociação viria a ampliar o seu campo de estudo no sentido da análise da não cooperação, dando origem à teoria da negociação não cooperativa (ou estratégica)¹.

O problema de negociação de NASH existe sempre que: os agentes envolvidos têm a possibilidade de beneficiarem mutuamente em caso de acordo; existe um conflito de interesses sobre qual o resultado final da negociação; nenhum acordo pode ser imposto ao agente sem o seu acordo (Osborne e Rubinstein, 1990).

Inicialmente desenvolvidos para o caso em que os poderes de negociação são simétricos, estes modelos também se adequam aos casos em que existem diferentes poderes de negociação, tal como acontece no modelo em análise.

A solução de um problema de negociação cooperativo com poderes de negociação assimétricos tem que respeitar quatro axiomas²:

- ◊ Racionalidade individual forte;
- ◊ Independência da covariância a transformações de escala;
- ◊ Ótimo de Pareto fraco;
- ◊ Independência de alternativas irrelevantes.

Demonstrou-se que a solução deste problema que cumpre os quatro axiomas é única e dada pela expressão:

¹ John Nash já em 1953 tinha feito alusão à negociação não-cooperativa, embora de uma forma incompleta do ponto de vista formal e algo *ad-hoc* (Peters, 1992b).

² Para a definição analítica destes axiomas, bem como para um estudo mais aprofundado das soluções de negociação de Nash, ver, por exemplo, (Manzini, 1996) ou (Peters, 1992a).

$\varphi^\rho(S, d) = \arg \max_{(d_1, d_2) \leq (s_1, s_2) \in S} (s_1 - d_1)^\rho (s_2 - d_2)^{1-\rho}$, representando (s_i) os pagamentos no caso de haver acordo, (d_i) os pagamentos no caso de não haver acordo e (ρ) e $(1-\rho)$ os poderes de negociação dos jogadores 1 e 2, respectivamente.

Anexo II – Dedução da expressão (14) como solução genérica do problema de negociação de Nash

$$\underset{W}{MAX} \Omega = (\Omega_i)^a \cdot (\Omega_f)^{1-a}$$

A solução do anterior problema de maximização é dada por $\left(\frac{\partial \Omega}{\partial W}\right) = 0$.

Calculando a derivada em ordem a W obtemos:

$$a\Omega_i^{(a-1)}\left(\frac{\partial \Omega_i}{\partial W}\right)\Omega_f^{(1-a)} + (1-a)\Omega_f^{(-a)}\left(\frac{\partial \Omega_f}{\partial W}\right)\Omega_i^{(a)} = 0$$

Rearranjando e multiplicando ambos os membros por W^* , chega-se à expressão indicada como solução do problema:

$$a\left[\left(\frac{\partial \Omega_i}{\partial W}\right)\left(\frac{W^*}{\Omega_i}\right)\right] = -(1-a)\left[\left(\frac{\partial \Omega_f}{\partial W}\right)\left(\frac{W^*}{\Omega_f}\right)\right]$$

Anexo III – Derivadas parciais da função de determinação de salários reais

Função de determinação de salários reais (expressão 15):

$$\frac{W}{P} = \left[\frac{\left(\frac{a \cdot (1 - \eta) \cdot (\gamma \cdot \Lambda_{is} - \xi) / P}{(1 + \omega)} \right) + \left((1 - a) \cdot (h_i \hat{W} + (1 - h_i) B) / P \right)}{(1 - a\eta)} \right]$$

Derivadas parciais:

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (\gamma \Lambda_{is})} = \left(\frac{a(1 - \eta)}{P(1 + \omega)(1 - a\eta)} \right) > 0$$

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (\hat{W})} = \left(\frac{(1 - a)h_i}{P(1 - a\eta)} \right) > 0$$

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (B)} = \left(\frac{(1 - a)(1 - h_i)}{P(1 - a\eta)} \right) > 0$$

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (h_i)} = \left(\frac{(1 - a)(\hat{W} - B)}{P(1 - a\eta)} \right) > 0 \rightarrow sse(\hat{W} > B)$$

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (\omega)} = \left(- \frac{(a(1 - \eta)(\gamma \Lambda_{is} - \xi))}{P(1 - a\eta)(1 + \omega)^2} \right) < 0$$

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (\xi)} = \left(- \frac{(a(1 - \eta))}{P(1 - a\eta)(1 + \omega)} \right) < 0$$

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (\eta)} = \left(\frac{a(1 - a) \left[\left((h_i \hat{W} + (1 - h_i) B)(1 + \omega) \right) - (\gamma \Lambda_{is} - \xi) \right]}{P(1 + \omega)(1 - a\eta)^2} \right)$$

sinal não determinado inequivocamente:

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (\eta)} \begin{cases} > 0 \rightarrow sse \left[\left(h_i \hat{W} + (1 - h_i) B \right) (1 + \omega) \right] > (\gamma \Lambda_{is} - \xi) \\ = 0 \rightarrow sse \left[\left(h_i \hat{W} + (1 - h_i) B \right) (1 + \omega) \right] = (\gamma \Lambda_{is} - \xi) \\ < 0 \rightarrow sse \left[\left(h_i \hat{W} + (1 - h_i) B \right) (1 + \omega) \right] < (\gamma \Lambda_{is} - \xi) \end{cases}$$

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (a)} = \frac{(1 - \eta) \left[(\gamma \Lambda_{is} - \xi) - \left(h_i \hat{W} + (1 - h_i) B \right) (1 + \omega) \right]}{P(1 + \omega)(1 - a\eta)^2}$$

sinal não determinado inequivocamente:

$$\frac{\partial \left(\frac{W}{P} \right)}{\partial (a)} \begin{cases} > 0 \rightarrow sse \left[(\gamma \Lambda_{is} - \xi) > \left(h_i \hat{W} + (1 - h_i) B \right) (1 + \omega) \right] \\ = 0 \rightarrow sse \left[(\gamma \Lambda_{is} - \xi) = \left(h_i \hat{W} + (1 - h_i) B \right) (1 + \omega) \right] \\ < 0 \rightarrow sse \left[(\gamma \Lambda_{is} - \xi) < \left(h_i \hat{W} + (1 - h_i) B \right) (1 + \omega) \right] \end{cases}$$

Anexo IV – Cálculo (gráfico) dos sinais das derivadas parciais da função de desemprego

Na medida em que, o cálculo analítico do sinal das derivadas parciais da função de desemprego em relação às diversas variáveis se mostra, consideravelmente, complexo, e tendo em conta que estas afectam apenas uma função, ou a WS, ou a LD (à excepção do *wedge* salarial), é possível determinar estes mesmos sinais através da conjugação dos sinais das derivadas parciais das funções WS e LD e de uma análise gráfica (figura 1) das deslocações das curvas, em resposta a variações das diversas variáveis.

$\frac{\partial(u)}{\partial(\gamma\Lambda_{is})} > 0$ - um aumento de $(\gamma\Lambda_{is})$ provoca uma deslocação da WS à esquerda passando-se para um ponto de equilíbrio onde o desemprego é mais elevado;

$\frac{\partial(u)}{\partial(\hat{W})} > 0$ - do mesmo modo, um aumento de (\hat{W}) resulta numa deslocação à esquerda

da curva WS , sendo o desemprego mais elevado no novo ponto de equilíbrio;

$\frac{\partial(u)}{\partial(B)} > 0$ - também neste caso, um acréscimo de (B) implica uma deslocação da WS à esquerda, tendo como consequência um aumento do nível de desemprego de equilíbrio;

$\frac{\partial(u)}{\partial(\xi)} < 0$ - neste caso um acréscimo de (ξ) traduz-se numa deslocação à direita da curva WS, surgindo o desemprego mais reduzido no novo ponto de equilíbrio;

Dada a expressão 10 de definição de (ξ) , facilmente se deduz que:

$$\frac{\partial(u)}{\partial(H)} > 0 \text{ e } \frac{\partial(u)}{\partial(F)} > 0$$

$\frac{\partial(u)}{\partial(\varepsilon)} < 0$ - um acréscimo de (ε) implica uma deslocação da curva LD à direita, levando a um novo ponto de equilíbrio onde o desemprego será mais baixo;

$\frac{\partial(u)}{\partial(\beta)} > 0$ - um aumento de (β) provoca uma deslocação à esquerda da curva LD,

conjuntamente com uma diminuição do seu declive, o que provoca uma diminuição de h e conseqüentemente um aumento do desemprego no novo ponto de equilíbrio;

$\frac{\partial(u)}{\partial(\eta)} = ?$ e $\frac{\partial(u)}{\partial(a)} = ?$ - estes sinais não são determináveis inequivocamente, tal como

não foram no caso das derivadas parciais da função WS;

$\frac{\partial(u)}{\partial(\omega)} = ?$ - este sinal não é determinado inequivocamente porque esta variável afecta as

duas funções. Um aumento de (ω) traduz-se numa deslocação à direita da curva WS e numa deslocação à esquerda da curva LD, bem como numa diminuição do seu declive, sendo, deste modo, indeterminado o efeito sobre o desemprego de equilíbrio.

Resumindo temos:

$$u = f \left(\gamma \overset{+}{\Lambda}_{is}, \overset{+}{W}, \overset{+}{B}, \overset{-}{\xi}, \overset{+}{H}, \overset{+}{F}, \overset{-}{\varepsilon}, \overset{+}{\beta}, \overset{?}{\eta}, \overset{?}{a}, \overset{?}{\omega} \right)$$

Anexo V – Lista das Variáveis do Modelo do Capítulo 1

i_s – *insiders* seniores;

i_e – *insiders* entrantes;

o_e – *outsiders* entrantes;

o_d – *outsiders* desempregados;

$\gamma \Lambda$ - produtividade Marginal, com γ como um parâmetro que representa alterações cíclicas e Λ uma variável aleatória com densidade $[j(\Lambda)]$, diferenciável duas vezes;

$\tau_i \gamma \Lambda$ - produtividade marginal dos *insiders* entrantes;

$\tau_o \gamma \Lambda$ - produtividade marginal dos *outsiders* entrantes;

F – custos de despedimento;

H_i – custo de admissão dos *insiders* entrantes;

H_o – custo de admissão dos *outsiders* entrantes;

\bar{N} - população activa ou força de trabalho;

$g_{\bar{N}}$ - taxa de crescimento líquida da força de trabalho (exógena);

θ - percentagem dos desempregados de longa duração que procuram emprego;

a – poder de negociação dos *insiders*;

$(1-a)$ – poder de negociação da firma;

L – nível de emprego agregado;

U – nível de desemprego;

u - taxa de desemprego;

ϕ - grau de coordenação negocial dos *insiders*;

φ - grau de sindicalização dos *insiders*;

r – taxa de retenção dos *insiders* seniores;

h_i – taxa de admissão dos *insiders* (entrantes);

h_o – taxa de admissão dos *outsiders* (entrantes);

W – salário nominal;

ω - *wedge* salarial, diferença entre o salário pago pela firma e o salário recebido pelo trabalhador (em proporção do último);

Ω_i – excedente de *insider*;

\hat{W} - salário externo, salário oferecido pelas firmas externas ao processo de negociação em causa;

B – benefícios de desemprego;

\hat{B} - rendimento de reserva, por hipótese, é igual a B ;

Ω_f – excedente da firma;

R – salário dos *insiders* entrantes quando não há acordo na negociação;

ξ - pagamento das firmas no caso de não haver acordo na negociação;

η - elasticidade do rácio de retenção em relação ao acréscimo salarial no caso de haver acordo na negociação, assumindo-se por hipótese como constante e inferior a 1;

P – índice de preços;

σ - taxa de saída dos trabalhadores empregados, dos respectivos postos de trabalho (exógena);

Anexo VI – Teste de Estacionariedade às séries das taxas de desemprego dos países da OCDE

Este anexo é constituído por duas partes: a primeira, onde se faz uma breve exposição teórica dos testes de estacionariedade aplicados³; a segunda, onde se apresentam os resultados desses mesmos testes quando aplicados às séries de desemprego dos países em estudo.

Os testes de estacionariedade das séries são fundamentais na análise de séries cronológicas, em geral, e das séries de desemprego, em particular, por dois motivos: primeiro, porque a inferência estatística sobre os parâmetros de um modelo resultante do Método dos Mínimos Quadrados (MMQ) clássico só é válida quando as séries usadas são estacionárias, na medida em que só a estacionariedade das séries garante a convergência das estatísticas amostrais para as estatísticas da população⁴; segundo, e mais específico da análise das séries de desemprego, porque a existência de uma raiz unitária, ou seja, a não estacionariedade, indicia que a série apresenta histerese pura (tal como referido na secção 2.1.).

De uma forma geral, uma série é estacionária em nível⁵, se rejeitarmos a hipótese nula no seguinte teste:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

$$H_0: \rho=1;$$

$$H_1: |\rho|<1$$

Ou de forma similar, no seguinte teste:

$$\Delta u_t = (\rho - 1)u_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

³ Reforce-se a ideia de se tratar apenas de uma breve exposição, para mais desenvolvimentos nesta matéria consultar, por exemplo, Enders (Enders, 1995), para além dos artigos citados ao longo da exposição.

⁴ Daqui decorre o facto de só ser legítimo estimar processos AR ou MA em séries estacionárias.

⁵ Note-se que a série pode não ser estacionária em nível, mas ser nas primeiras diferenças, sendo os teste realizados de forma análoga, mas neste caso para as primeiras diferenças da série.

H0: $(\rho - 1) = 0$;

H1: $|\rho - 1| \neq 0$

Devido à existência de inúmeros testes de estacionariedade, optou-se pela utilização dos seguintes testes, do mais conhecido e simples para o menos utilizado e mais complexo: teste de Dickey Fuller Aumentado (DFA); teste de Perron para o caso de quebras de estrutura; teste KPSS, cujo nome resulta das iniciais dos apelidos dos seus autores (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin) e cuja principal característica é a inversão da hipótese nula, sendo neste caso a estacionariedade.

TESTE DE DICKEY FULLER AUMENTADO

Este teste baseia-se na seguinte regressão:

$$\Delta u_t = \alpha + \beta \cdot t + (\rho - 1)u_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \cdot \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t$$

H0: $(\rho - 1) = 0$, série com raiz unitária;

H1: $|\rho - 1| \neq 0$, série estacionária.

Este teste é designado de aumentado porque, em relação ao teste original de Dickey-Fuller, adiciona a última parcela da regressão anterior, de modo a evitar a existência de autocorrelação nos resíduos (k é o número de desfasamentos necessários para eliminar a autocorrelação), assegurando deste modo toda a inferência estatística sobre o modelo. Os valores críticos utilizados neste teste foram os propostos pelos autores em 1979 e encontram-se tabelados, por exemplo, em Enders (Enders, 1995).

TESTE DE PERRON

A existência de quebras de estrutura no nível de uma série cronológica pode induzir em erro os testes de estacionariedade. Assim, Perron sugeriu um teste de estacionariedade que permite considerar a possibilidade de existência de uma quebra de estrutura.

No seu teste inicial o momento da quebra, tinha que ser definido previamente. No entanto, Perron e Vogesland em 1992, contornam este problema, passando a fazer o teste em dois passos, o primeiro para determinar qual o momento da quebra o segundo para



testar a estacionariedade da série, admitindo uma quebra estrutural no momento anteriormente definido.

Assim, o teste é feito de forma sequencial do seguinte modo:

1º Passo – Escolha do momento da quebra estrutural:

$u_t = \alpha + \beta.t + \delta.DU_t + \tilde{u}_t$, com $DU_t = 0$, para $t \leq t_b$ e $DU_t = 1$ para $t > t_b$, fazendo t_b percorrer todo o período em análise 1...N. Em que \tilde{u}_t é o resíduo da regressão anterior e t_b é o momento da quebra estrutural. Opta-se pelo momento que maximize o valor absoluto do rácio-t, associado ao coeficiente de DU_t .

2º Passo – Testar a estacionariedade da série admitindo uma quebra estrutural no momento anteriormente definido: Com base nos resíduos da regressão anterior, para o caso em que a quebra estrutural é no momento escolhido, realiza-se o seguinte teste:

$$\Delta \tilde{u}_t = (\rho - 1)\tilde{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \cdot \Delta \tilde{u}_{t-j} + \varepsilon_t$$

H0: $(\rho - 1) = 0$, série com raiz unitária;

H1: $|\rho - 1| \neq 0$, série estacionária.

Os valores críticos para este teste encontram-se tabelados no artigo original de Perron (Perron, 1989).

TESTE KPSS

É reconhecido que este tipo de testes estatísticos favorece sempre a hipótese nula, que no caso dos testes anteriores é a não estacionariedade. Assim, os testes de raízes unitárias apresentam um fraco poder de distinguir entre um processo de raiz unitária e um processo com uma baixa reversão à média, ou seja, os testes só rejeitam a hipótese de raiz unitária se houver uma evidência empírica muito forte nesse sentido (Enders, 1995). Assim, o facto de não se rejeitar a não estacionariedade das séries, de acordo com os testes anteriores, pode resultar de insuficiência de informação da série temporal sobre a existência ou não de uma raiz unitária, ou seja, da falta de potência dos testes.

Neste sentido, parece fundamental testar a estacionariedade das séries de desemprego, através de um teste que postule como hipótese nula a estacionariedade, tal como no caso do teste KPSS.

Este teste baseia-se na análise dos resíduos estimados (\hat{z}_t) da seguinte regressão:

$$u_t = \alpha + \beta \cdot t + z_t$$

A estatística de teste utilizada é a seguinte:

$$KPSS = \left(\frac{1}{T^2}\right) * \left(\frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}^2}\right) \quad \text{com } S_t = \sum_{i=1}^t \hat{z}_i \text{ e utilizando o seguinte estimador para}$$

a variância:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{z}_t)^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^m \left(1 - \frac{s}{m+1}\right) \sum_{t=s+1}^T \hat{z}_t \hat{z}_{t-s} \quad \text{onde } m = o(T^{1/2})$$

Os valores críticos para este teste encontram-se tabelados no artigo onde o teste foi apresentado (Kwiatkowski, Phillips et al., 1992).

Quadro III – Resultado dos testes de estacionariedade (intervalos de confiança de 95%)

País	Teste Dickey-Fuller Aumentado	Teste de Perron		Teste KPSS
			Ano de quebra	
E.U.A.	Não Estacionário	Não Estacionário	1975	Estacionário
Reino Unido	Não Estacionário	Não Estacionário	1980	Estacionário
Espanha	Não Estacionário	Não Estacionário	1981	Estacionário
Portugal	Não Estacionário	Não Estacionário	1988	Estacionário
Japão	Não Estacionário	Não Estacionário	1975	Estacionário
Alemanha	Não Estacionário	Não Estacionário	1982	Estacionário
França	Não Estacionário	Não Estacionário	1981	Estacionário
Itália	Não Estacionário	Não Estacionário	1983	Não Estacionário*
Canadá	Não Estacionário	Não Estacionário	1977	Estacionário
Áustria	Não Estacionário	Não Estacionário	1970	Não Estacionário*
Bélgica	Não Estacionário	Não Estacionário	1977	Estacionário
Dinamarca	Não Estacionário	Não Estacionário	1975	Estacionário
Finlândia	Estacionário	Estacionário	1992	Estacionário
Irlanda	Não Estacionário	Não Estacionário	1982	Estacionário
Holanda	Não Estacionário	Não Estacionário	1989	Estacionário
Noruega	Não Estacionário	Não Estacionário	1989	Estacionário
Suécia	Não Estacionário	Estacionário	1992	Estacionário
Suiça	Não Estacionário	Estacionário	1993	Não Estacionário*
Austrália	Não Estacionário	Não Estacionário	1975	Estacionário
Nova Zelândia	Não Estacionário	Não Estacionário	1988	Estacionário

(* Estacionário com um intervalo de confiança de 97,5%)

Dada a enorme extensão do *output* dos programas de Time Series Processor (TSP) efectuados para a realização destes testes, apenas se apresenta neste anexo o *output* para o caso de Portugal, como ilustrativo.

OUTPUT DO PROGRAMA DE TSP PARA O CASO DE PORTUGAL

TSP Version 4.4
(06/17/97) DOS/Win 4MB
Copyright (C) 1997 TSP International
ALL RIGHTS RESERVED
08/29/98 6:51 PM

In case of questions or problems, see your local TSP
consultant or send a description of the problem and the
associated TSP output to:

TSP International
P.O. Box 61015, Station A
Palo Alto, CA 94306
USA

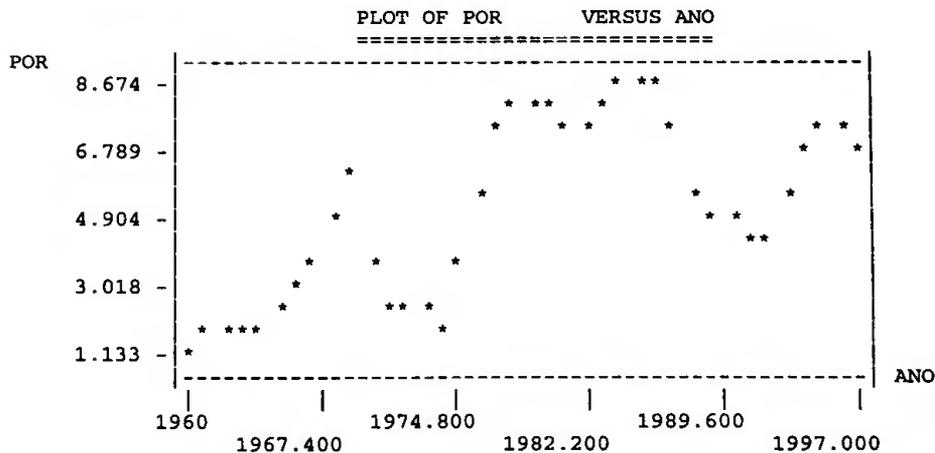
```
PROGRAM
LINE *****
read(file='c:\tese\sertsp.xls');
graph por ano;
trend time;
smpl 1961,1997;
?teste de dickey-Fuller
dusa=por-por(-1);
olsq dusa por(-1) c;
cdf(dickeyf) @t(1);
cdf(inv,dickeyf,df=36,notrend) 0.05;
?teste de autocorrelação aos resíduos
res1=@res;
olsq res1 c por(-1);
set nr=@nob*@rsq;
print nr;
cdf(inv,chisq,df=2) 0.05;
?teste de Perron para quebra de estrutura
smpl 1960,1997;
quebra=ano>=1988;
olsq por c time quebra;
res=@res;
dres=res-res(-1);
olsq dres res(-1);
?teste de autocorrelação aos resíduos
res1=@res;
olsq res1 c por(-1) res1(-1);
set nr=@nob*@rsq;
print nr;
cdf(inv,chisq,df=2) 0.05;
?teste de KPSS
olsq por c time;
print @res;
?escolha do período de quebra
smpl 1960,1997;
quebra=ano>=1961;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1962;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1963;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1964;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1965;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1966;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1967;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1968;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1969;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1970;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1971;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1972;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1973;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1974;
olsq por c time quebra;
```

```

quebra=ano>=1975;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1976;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1977;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1978;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1979;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1980;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1981;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1982;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1983;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1984;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1985;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1986;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1987;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1988;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1989;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1990;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1991;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1992;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1993;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1994;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1995;
olsq por c time quebra;
quebra=ano>=1996;
olsq por c time quebra;
EXECUTION

```

Current sample: 1960 to 1997



Current sample: 1961 to 1997

Equation 1
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DUSA
Current sample: 1961 to 1997
Number of observations: 37

Mean of dep. var. = .151438	LM het. test = 1.69122 [.193]
Std. dev. of dep. var. = .952916	Durbin-Watson = .881246 [<.000]
Sum of squared residuals = 30.2232	Jarque-Bera test = .977419 [.613]
Variance of residuals = .863521	Ramsey's RESET2 = .231421 [.634]
Std. error of regression = .929258	F (zero slopes) = 2.85639 [.100]
R-squared = .075453	Schwarz B.I.C. = -.712219E-02
Adjusted R-squared = .049038	Log likelihood = -48.7580

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
POR(-1)	-.106123	.062791	-1.69009	[.100]
C	.691548	.354213	1.95235	[.059]

DICKEY-FULLER(CT,ASY.,0) Test Statistic: -1.690087, Lower tail area: .75520
DICKEY-FULLER(C,36,0) Critical Value: -2.949483, Lower tail area: .05000

Equation 2
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES1
Current sample: 1961 to 1997
Number of observations: 37

Mean of dep. var. = .553759E-09	LM het. test = 5.26952 [.022]
Std. dev. of dep. var. = .916261	Durbin-Watson = .881246 [<.000]
Sum of squared residuals = 30.2232	Jarque-Bera test = .977419 [.613]
Variance of residuals = .863521	Ramsey's RESET2 = .850706E+38 [.000]
Std. error of regression = .929258	F (zero slopes) = .123427E-13 [1.00]
R-squared = .185915E-16	Schwarz B.I.C. = -.712220E-02
Adjusted R-squared = -.028571	Log likelihood = -48.7580

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	.870575E-08	.354213	.245778E-07	[1.00]
POR(-1)	-.160174E-08	.062791	-.255089E-07	[1.00]

NR = 6.87885D-16
CHISQ(2) Critical Value: 5.991465, Upper tail area: .05000

Current sample: 1960 to 1997

Equation 3
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .403191 [.525]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .661809 [<.000]
Sum of squared residuals = 59.9049	Jarque-Bera test = 2.37124 [.306]
Variance of residuals = 1.71157	Ramsey's RESET2 = .575281 [.453]
Std. error of regression = 1.30827	F (zero slopes) = 47.2515 [.000]
R-squared = .729736	Schwarz B.I.C. = .742351
Adjusted R-squared = .714292	Log likelihood = -62.5679

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	.760180	.499584	1.52163	[.137]
TIME	.286353	.029939	9.56456	[.000]
QUEBRA	-4.60284	.745563	-6.17365	[.000]

Equation 4

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DRES
Current sample: 1961 to 1997
Number of observations: 37

Mean of dep. var. = -.010514 LM het. test = 2.06220 [.151]
Std. dev. of dep. var. = 1.04936 Durbin-Watson = 1.50111 [<1.00]
Sum of squared residuals = 33.1040 Jarque-Bera test = .016114 [.992]
Variance of residuals = .919557 Ramsey's RESET2 = .456208 [.504]
Std. error of regression = .958935 Schwarz B.I.C. = -.013670
R-squared = .164972 Log likelihood = -50.4424
Adjusted R-squared = .164972

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
RES(-1)	-.330707	.123991	-2.66718	[.011]

Equation 5
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES1
Current sample: 1962 to 1997
Number of observations: 36

Mean of dep. var. = -.017035 LM het. test = 6.64455 [.010]
Std. dev. of dep. var. = .970837 Durbin's h alt. = .467180 [.640]
Sum of squared residuals = 31.0343 Jarque-Bera test = 3.05639 [.217]
Variance of residuals = .940434 Ramsey's RESET2 = .545270 [.466]
Std. error of regression = .969760 F (zero slopes) = 1.03889 [.365]
R-squared = .059234 Schwarz B.I.C. = .150201
Adjusted R-squared = .221745E-02 Log likelihood = -48.4101

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-.029430	.411129	-.071583	[.943]
POR(-1)	.188707E-02	.072837	.025908	[.979]
RES1(-1)	.242929	.181587	1.33781	[.190]

NR = 2.13241
CHISQ(2) Critical Value: 5.991465, Upper tail area: .05000

Equation 6
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = .746542 [.388]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .261238 [<.000]
Sum of squared residuals = 125.140 Jarque-Bera test = 2.91600 [.233]
Variance of residuals = 3.47610 Ramsey's RESET2 = 10.5518 [.003]
Std. error of regression = 1.86443 F (zero slopes) = 27.7650 [.000]
R-squared = .435427 Schwarz B.I.C. = 1.38330
Adjusted R-squared = .419744 Log likelihood = -76.5647

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.29883	.617041	3.72557	[.001]
TIME	.145332	.027581	5.26925	[.000]

@RES

1960	-1.31157
1961	-0.87457
1962	-0.68696
1963	-0.82643
1964	-0.96601
1965	-1.06878
1966	-0.57872

1967 0.37267
 1968 1.42162
 1969 2.45911
 1970 -0.065205
 1971 -1.90305
 1972 -2.04855
 1973 -2.17785
 1974 -2.56403
 1975 -1.08112
 1976 0.98532
 1977 2.22302
 1978 2.85538
 1979 2.96675
 1980 2.60469
 1981 2.15412
 1982 1.85729
 1983 2.07405
 1984 2.62601
 1985 2.59697
 1986 2.38032
 1987 0.74822
 1988 -0.72973
 1989 -1.59932
 1990 -2.11088
 1991 -2.81406
 1992 -2.94435
 1993 -1.69105
 1994 -0.49155
 1995 -0.33325
 1996 -0.37284
 1997 -1.08563

Current sample: 1960 to 1997

Equation 7
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .808197 [.369]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .272118 [<.000]
Sum of squared residuals = 123.226	Jarque-Bera test = 2.79564 [.247]
Variance of residuals = 3.52073	Ramsey's RESET2 = 9.71408 [.004]
Std. error of regression = 1.87636	F (zero slopes) = 13.9783 [.000]
R-squared = .444062	Schwarz B.I.C. = 1.46361
Adjusted R-squared = .412294	Log likelihood = -76.2718

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	.993160	1.87658	.529238	[.600]
TIME	.139424	.028891	4.82585	[.000]
QUEBRA	1.45927	1.97919	.737307	[.466]

Equation 8
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .830773 [.362]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .278321 [<.000]
Sum of squared residuals = 122.173	Jarque-Bera test = 2.70375 [.259]
Variance of residuals = 3.49066	Ramsey's RESET2 = 9.67404 [.004]
Std. error of regression = 1.86833	F (zero slopes) = 14.2495 [.000]
R-squared = .448810	Schwarz B.I.C. = 1.45503
Adjusted R-squared = .417313	Log likelihood = -76.1089

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.22179	1.32187	.924286	[.362]

TIME	.134642	.029973	4.49209	[.000]
QUEBRA	1.35691	1.47194	.921851	[.363]

Equation 9
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .863136 [.353]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .286903 [<.000]
Sum of squared residuals = 121.318	Jarque-Bera test = 2.61075 [.271]
Variance of residuals = 3.46622	Ramsey's RESET2 = 9.73885 [.004]
Std. error of regression = 1.86178	F (zero slopes) = 14.4733 [.000]
R-squared = .452669	Schwarz B.I.C. = 1.44801
Adjusted R-squared = .421393	Log likelihood = -75.9754

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.37169	1.07670	1.27397	[.211]
TIME	.130049	.031151	4.17480	[.000]
QUEBRA	1.33016	1.26679	1.05002	[.301]

Equation 10
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .981824 [.322]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .293265 [<.000]
Sum of squared residuals = 119.808	Jarque-Bera test = 2.44432 [.295]
Variance of residuals = 3.42308	Ramsey's RESET2 = 9.04567 [.005]
Std. error of regression = 1.85016	F (zero slopes) = 14.8763 [.000]
R-squared = .459481	Schwarz B.I.C. = 1.43548
Adjusted R-squared = .428594	Log likelihood = -75.7374

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.42756	.928600	1.53732	[.133]
TIME	.123885	.032317	3.83338	[.001]
QUEBRA	1.44118	1.15477	1.24803	[.220]

Equation 11
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = 1.22696 [.268]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .303393 [<.000]
Sum of squared residuals = 117.509	Jarque-Bera test = 2.19709 [.333]
Variance of residuals = 3.35740	Ramsey's RESET2 = 7.38578 [.010]
Std. error of regression = 1.83232	F (zero slopes) = 15.5097 [.000]
R-squared = .469853	Schwarz B.I.C. = 1.41611
Adjusted R-squared = .439559	Log likelihood = -75.3693

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.45430	.825557	1.76160	[.087]
TIME	.115803	.033442	3.46277	[.001]
QUEBRA	1.63554	1.08488	1.50758	[.141]

Equation 12
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = 1.65036 [.199]
 Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .300365 [<.000]
 Sum of squared residuals = 114.308 Jarque-Bera test = 1.87698 [.391]
 Variance of residuals = 3.26594 Ramsey's RESET2 = 5.04173 [.031]
 Std. error of regression = 1.80719 F (zero slopes) = 16.4341 [.000]
 R-squared = .484295 Schwarz B.I.C. = 1.38849
 Adjusted R-squared = .454826 Log likelihood = -74.8445

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.48200	.747593	1.98236	[.055]
TIME	.105648	.034490	3.06314	[.004]
QUEBRA	1.88891	1.03722	1.82114	[.077]

Equation 13
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = 1.96979 [.160]
 Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .292013 [<.000]
 Sum of squared residuals = 112.424 Jarque-Bera test = 1.68886 [.430]
 Variance of residuals = 3.21211 Ramsey's RESET2 = 3.79017 [.060]
 Std. error of regression = 1.79223 F (zero slopes) = 17.0028 [.000]
 R-squared = .492795 Schwarz B.I.C. = 1.37187
 Adjusted R-squared = .463812 Log likelihood = -74.5287

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.58827	.692361	2.29398	[.028]
TIME	.097506	.035787	2.72457	[.010]
QUEBRA	2.01421	1.01234	1.98965	[.054]

Equation 14
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = 1.79898 [.180]
 Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .282521 [<.000]
 Sum of squared residuals = 113.988 Jarque-Bera test = 1.84098 [.398]
 Variance of residuals = 3.25680 Ramsey's RESET2 = 4.41313 [.043]
 Std. error of regression = 1.80466 F (zero slopes) = 16.5293 [.000]
 R-squared = .485737 Schwarz B.I.C. = 1.38569
 Adjusted R-squared = .456351 Log likelihood = -74.7913

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.77812	.660232	2.69317	[.011]
TIME	.096034	.037716	2.54624	[.015]
QUEBRA	1.87722	1.01449	1.85041	[.073]

Equation 15
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997

Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = 1.10104 [.294]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .267519 [<.000]
Sum of squared residuals = 118.640 Jarque-Bera test = 2.17334 [.337]
Variance of residuals = 3.38970 Ramsey's RESET2 = 7.44683 [.010]
Std. error of regression = 1.84111 F (zero slopes) = 15.1951 [.000]
R-squared = .464751 Schwarz B.I.C. = 1.42568
Adjusted R-squared = .434166 Log likelihood = -75.5512

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.00214	.645895	3.09979	[.004]
TIME	.104252	.040272	2.58867	[.014]
QUEBRA	1.43842	1.03876	1.38475	[.175]

Equation 16
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = .519804 [.471]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .295027 [<.000]
Sum of squared residuals = 123.762 Jarque-Bera test = 2.57849 [.275]
Variance of residuals = 3.53605 Ramsey's RESET2 = 15.6514 [.000]
Std. error of regression = 1.88044 F (zero slopes) = 13.8419 [.000]
R-squared = .441643 Schwarz B.I.C. = 1.46795
Adjusted R-squared = .409737 Log likelihood = -76.3543

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.20558	.640018	3.44612	[.001]
TIME	.124838	.043033	2.90099	[.006]
QUEBRA	.668914	1.07163	.624200	[.537]

Equation 17
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = .567345 [.451]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .289623 [<.000]
Sum of squared residuals = 123.629 Jarque-Bera test = 2.52812 [.283]
Variance of residuals = 3.53227 Ramsey's RESET2 = 12.8630 [.001]
Std. error of regression = 1.87943 F (zero slopes) = 13.8755 [.000]
R-squared = .442240 Schwarz B.I.C. = 1.46688
Adjusted R-squared = .410368 Log likelihood = -76.3340

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.24423	.627584	3.57599	[.001]
TIME	.122235	.044953	2.71920	[.010]
QUEBRA	.710700	1.08694	.653856	[.517]

Equation 18
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = .611093 [.434]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .293013 [<.000]
Sum of squared residuals = 119.515 Jarque-Bera test = 1.92697 [.382]
Variance of residuals = 3.41473 Ramsey's RESET2 = 5.58022 [.024]

Std. error of regression = 1.84790 F (zero slopes) = 14.9555 [.000]
 R-squared = .460800 Schwarz B.I.C. = 1.43304
 Adjusted R-squared = .429989 Log likelihood = -75.6910

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.27301	.611900	3.71467	[.001]
TIME	.097664	.046118	2.11769	[.041]
QUEBRA	1.39626	1.08798	1.28335	[.208]

Equation 19
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = .778359 [.378]
 Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .339584 [<.000]
 Sum of squared residuals = 111.828 Jarque-Bera test = 1.12946 [.569]
 Variance of residuals = 3.19509 Ramsey's RESET2 = 2.48241 [.124]
 Std. error of regression = 1.78748 F (zero slopes) = 17.1866 [.000]
 R-squared = .495482 Schwarz B.I.C. = 1.36655
 Adjusted R-squared = .466652 Log likelihood = -74.4278

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.37673	.592804	4.00930	[.000]
TIME	.067428	.046432	1.45219	[.155]
QUEBRA	2.19064	1.07325	2.04113	[.049]

Equation 20
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = .816646 [.366]
 Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .446871 [<.000]
 Sum of squared residuals = 99.5782 Jarque-Bera test = .551317 [.759]
 Variance of residuals = 2.84509 Ramsey's RESET2 = 1.43468 [.239]
 Std. error of regression = 1.68674 F (zero slopes) = 21.4537 [.000]
 R-squared = .550748 Schwarz B.I.C. = 1.25053
 Adjusted R-squared = .525077 Log likelihood = -72.2234

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.56313	.565154	4.53527	[.000]
TIME	.031479	.045447	.692659	[.493]
QUEBRA	3.09673	1.03314	2.99740	[.005]

Equation 21
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280 LM het. test = .244558 [.621]
 Std. dev. of dep. var. = 2.44758 Durbin-Watson = .472933 [<.000]
 Sum of squared residuals = 79.5471 Jarque-Bera test = .090384 [.956]
 Variance of residuals = 2.27277 Ramsey's RESET2 = 1.55882 [.220]
 Std. error of regression = 1.50757 F (zero slopes) = 31.2628 [.000]
 R-squared = .641120 Schwarz B.I.C. = 1.02594
 Adjusted R-squared = .620612 Log likelihood = -67.9562

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
----------	-----------------------	----------------	-------------	---------

C	2.85035	.513908	5.54642	[.000]
TIME	-.013762	.041942	-.328114	[.745]
QUEBRA	4.21436	.940943	4.47887	[.000]

Equation 22
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .097105 [.755]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .519696 [<.000]
Sum of squared residuals = 68.1425	Jarque-Bera test = .255266 [.880]
Variance of residuals = 1.94693	Ramsey's RESET2 = 4.22671 [.048]
Std. error of regression = 1.39532	F (zero slopes) = 39.4238 [.000]
R-squared = .692572	Schwarz B.I.C. = .871193
Adjusted R-squared = .675004	Log likelihood = -65.0160

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	3.12326	.486277	6.42279	[.000]
TIME	-.039156	.039858	-.982387	[.333]
QUEBRA	4.78987	.885265	5.41067	[.000]

Equation 23
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .632817 [.426]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .546146 [<.000]
Sum of squared residuals = 75.9561	Jarque-Bera test = .428776 [.807]
Variance of residuals = 2.17017	Ramsey's RESET2 = 9.73988 [.004]
Std. error of regression = 1.47315	F (zero slopes) = 33.5681 [.000]
R-squared = .657320	Schwarz B.I.C. = .979747
Adjusted R-squared = .637739	Log likelihood = -67.0785

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	3.24113	.526194	6.15958	[.000]
TIME	-.030703	.042921	-.715329	[.479]
QUEBRA	4.50639	.946600	4.76060	[.000]

Equation 24
=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
Current sample: 1960 to 1997
Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .631406 [.427]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .440467 [<.000]
Sum of squared residuals = 93.4443	Jarque-Bera test = .977131 [.614]
Variance of residuals = 2.66984	Ramsey's RESET2 = 14.7807 [.001]
Std. error of regression = 1.63396	F (zero slopes) = 24.0106 [.000]
R-squared = .578421	Schwarz B.I.C. = 1.18696
Adjusted R-squared = .554331	Log likelihood = -71.0155

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	3.18071	.598281	5.31642	[.000]
TIME	.167671E-02	.048193	.034791	[.972]
QUEBRA	3.64684	1.05843	3.44552	[.001]

Equation 25
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .206573 [.649]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .344140 [<.000]
Sum of squared residuals = 110.770	Jarque-Bera test = 1.70848 [.426]
Variance of residuals = 3.16487	Ramsey's RESET2 = 16.5935 [.000]
Std. error of regression = 1.77901	F (zero slopes) = 17.5178 [.000]
R-squared = .500254	Schwarz B.I.C. = 1.35705
Adjusted R-squared = .471698	Log likelihood = -74.2472

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.96431	.666477	4.44772	[.000]
TIME	.048069	.052690	.912310	[.368]
QUEBRA	2.46228	1.15557	2.13078	[.040]

Equation 26
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .028639 [.866]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .287648 [<.000]
Sum of squared residuals = 121.686	Jarque-Bera test = 2.43587 [.296]
Variance of residuals = 3.47673	Ramsey's RESET2 = 14.9587 [.000]
Std. error of regression = 1.86460	F (zero slopes) = 14.3767 [.000]
R-squared = .451009	Schwarz B.I.C. = 1.45103
Adjusted R-squared = .419638	Log likelihood = -76.0329

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.65330	.712246	3.72526	[.001]
TIME	.097910	.054996	1.78032	[.084]
QUEBRA	1.20385	1.20783	.996701	[.326]

Equation 27
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .663344 [.415]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .262193 [<.000]
Sum of squared residuals = 125.111	Jarque-Bera test = 2.90302 [.234]
Variance of residuals = 3.57459	Ramsey's RESET2 = 11.5293 [.002]
Std. error of regression = 1.89066	F (zero slopes) = 13.5040 [.000]
R-squared = .435557	Schwarz B.I.C. = 1.47879
Adjusted R-squared = .403303	Log likelihood = -76.5603

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.33313	.733067	3.18270	[.003]
TIME	.141069	.055086	2.56089	[.015]
QUEBRA	.109131	1.21488	.089829	[.929]

Equation 28
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR

Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .970540 [.325]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .265090 [<.000]
Sum of squared residuals = 123.702	Jarque-Bera test = 2.71292 [.258]
Variance of residuals = 3.53434	Ramsey's RESET2 = 7.85345 [.008]
Std. error of regression = 1.87998	F (zero slopes) = 13.8571 [.000]
R-squared = .441913	Schwarz B.I.C. = 1.46747
Adjusted R-squared = .410022	Log likelihood = -76.3452

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.04778	.736248	2.78138	[.009]
TIME	.174631	.053703	3.25180	[.003]
QUEBRA	-.760701	1.19276	-.637767	[.528]

Equation 29
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .436873 [.509]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .295658 [<.000]
Sum of squared residuals = 119.670	Jarque-Bera test = 2.03345 [.362]
Variance of residuals = 3.41914	Ramsey's RESET2 = 4.63825 [.038]
Std. error of regression = 1.84909	F (zero slopes) = 14.9136 [.000]
R-squared = .460104	Schwarz B.I.C. = 1.43433
Adjusted R-squared = .429252	Log likelihood = -75.7155

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.80049	.727831	2.47377	[.018]
TIME	.200436	.051443	3.89627	[.000]
QUEBRA	-1.45971	1.15410	-1.26480	[.214]

Equation 30
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .013787 [.907]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .353323 [<.000]
Sum of squared residuals = 112.427	Jarque-Bera test = 1.15054 [.563]
Variance of residuals = 3.21219	Ramsey's RESET2 = 1.77619 [.191]
Std. error of regression = 1.79226	F (zero slopes) = 17.0019 [.000]
R-squared = .492781	Schwarz B.I.C. = 1.37189
Adjusted R-squared = .463797	Log likelihood = -74.5293

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.53773	.705834	2.17860	[.036]
TIME	.225623	.048290	4.67228	[.000]
QUEBRA	-2.18389	1.09777	-1.98938	[.055]

Equation 31
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .188534 [.664]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .417577 [<.000]
Sum of squared residuals = 99.4153	Jarque-Bera test = .452028 [.798]

Variance of residuals = 2.84044 Ramsey's RESET2 = .078163 [.781]
 Std. error of regression = 1.68536 F (zero slopes) = 21.5175 [.000]
 R-squared = .551483 Schwarz B.I.C. = 1.24890
 Adjusted R-squared = .525854 Log likelihood = -72.1923

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.22885	.661458	1.85779	[.072]
TIME	.253629	.043779	5.79335	[.000]
QUEBRA	-3.04531	1.01194	-3.00939	[.005]

Equation 32
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .733964 [.392]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .546251 [<.000]
Sum of squared residuals = 82.8580	Jarque-Bera test = .251884 [.882]
Variance of residuals = 2.36737	Ramsey's RESET2 = .396184 [.533]
Std. error of regression = 1.53863	F (zero slopes) = 29.3142 [.000]
R-squared = .626182	Schwarz B.I.C. = 1.06672
Adjusted R-squared = .604821	Log likelihood = -68.7310

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	.959154	.599823	1.59906	[.119]
TIME	.276031	.038400	7.18837	[.000]
QUEBRA	-3.82841	.905893	-4.22612	[.000]

Equation 33
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = 1.28655 [.257]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .579787 [<.000]
Sum of squared residuals = 64.8631	Jarque-Bera test = 1.26333 [.532]
Variance of residuals = 1.85323	Ramsey's RESET2 = 1.42703 [.241]
Std. error of regression = 1.36133	F (zero slopes) = 42.3018 [.000]
R-squared = .707367	Schwarz B.I.C. = .821871
Adjusted R-squared = .690645	Log likelihood = -64.0788

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	.753177	.525774	1.43251	[.161]
TIME	.291250	.032561	8.94481	[.000]
QUEBRA	-4.49005	.787303	-5.70307	[.000]

Equation 34
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .403191 [.525]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .661809 [<.000]
Sum of squared residuals = 59.9049	Jarque-Bera test = 2.37124 [.306]
Variance of residuals = 1.71157	Ramsey's RESET2 = .575281 [.453]
Std. error of regression = 1.30827	F (zero slopes) = 47.2515 [.000]
R-squared = .729736	Schwarz B.I.C. = .742351
Adjusted R-squared = .714292	Log likelihood = -62.5679

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	.760180	.499584	1.52163	[.137]
TIME	.286353	.029939	9.56456	[.000]
QUEBRA	-4.60284	.745563	-6.17365	[.000]

Equation 35
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = .412773 [.521]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .636128 [<.000]
Sum of squared residuals = 67.6149	Jarque-Bera test = 2.14104 [.343]
Variance of residuals = 1.93185	Ramsey's RESET2 = .026626 [.871]
Std. error of regression = 1.38991	F (zero slopes) = 39.8681 [.000]
R-squared = .694952	Schwarz B.I.C. = .863420
Adjusted R-squared = .677521	Log likelihood = -64.8683

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	.929248	.524014	1.77333	[.085]
TIME	.267540	.030403	8.79985	[.000]
QUEBRA	-4.27917	.784187	-5.45682	[.000]

Equation 36
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = 2.98592 [.084]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .525253 [<.000]
Sum of squared residuals = 80.8124	Jarque-Bera test = 1.89593 [.388]
Variance of residuals = 2.30893	Ramsey's RESET2 = 1.07670 [.307]
Std. error of regression = 1.51952	F (zero slopes) = 30.4992 [.000]
R-squared = .635411	Schwarz B.I.C. = 1.04172
Adjusted R-squared = .614577	Log likelihood = -68.2560

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.17016	.565025	2.07099	[.046]
TIME	.243619	.031757	7.67143	[.000]
QUEBRA	-3.74270	.854192	-4.38157	[.000]

Equation 37
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = 5.64159 [.018]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .396945 [<.000]
Sum of squared residuals = 94.9167	Jarque-Bera test = 1.77906 [.411]
Variance of residuals = 2.71191	Ramsey's RESET2 = 3.18315 [.083]
Std. error of regression = 1.64679	F (zero slopes) = 23.3667 [.000]
R-squared = .571779	Schwarz B.I.C. = 1.20259
Adjusted R-squared = .547309	Log likelihood = -71.3125

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.43306	.603568	2.37431	[.023]
TIME	.219065	.032883	6.66191	[.000]
QUEBRA	-3.10527	.930186	-3.33834	[.002]

Equation 38

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = 6.65134 [.010]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .339542 [<.000]
Sum of squared residuals = 109.372	Jarque-Bera test = 1.65117 [.438]
Variance of residuals = 3.12490	Ramsey's RESET2 = 6.38199 [.016]
Std. error of regression = 1.76774	F (zero slopes) = 17.9657 [.000]
R-squared = .506565	Schwarz B.I.C. = 1.34434
Adjusted R-squared = .478369	Log likelihood = -74.0058

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.72501	.638377	2.70218	[.011]
TIME	.193212	.033737	5.72699	[.000]
QUEBRA	-2.27904	1.01457	-2.24631	[.031]

Equation 39

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = 5.21115 [.022]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .318275 [<.000]
Sum of squared residuals = 119.602	Jarque-Bera test = 1.73229 [.421]
Variance of residuals = 3.41721	Ramsey's RESET2 = 10.6420 [.003]
Std. error of regression = 1.84857	F (zero slopes) = 14.9319 [.000]
R-squared = .460408	Schwarz B.I.C. = 1.43376
Adjusted R-squared = .429574	Log likelihood = -75.7048

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	1.99164	.657666	3.02835	[.005]
TIME	.170486	.033739	5.05309	[.000]
QUEBRA	-1.39322	1.09450	-1.27293	[.211]

Equation 40

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = 3.22315 [.073]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .289119 [<.000]
Sum of squared residuals = 123.109	Jarque-Bera test = 2.24590 [.325]
Variance of residuals = 3.51739	Ramsey's RESET2 = 13.0485 [.001]
Std. error of regression = 1.87547	F (zero slopes) = 14.0082 [.000]
R-squared = .444589	Schwarz B.I.C. = 1.46266
Adjusted R-squared = .412852	Log likelihood = -76.2538

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.13434	.657357	3.24686	[.003]
TIME	.158568	.032760	4.84035	[.000]
QUEBRA	-.889463	1.17057	-.759858	[.452]

Equation 41

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR

Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = 2.33242 [.127]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .271931 [<.000]
Sum of squared residuals = 123.653	Jarque-Bera test = 2.42905 [.297]
Variance of residuals = 3.53295	Ramsey's RESET2 = 12.2526 [.001]
Std. error of regression = 1.87961	F (zero slopes) = 13.8694 [.000]
R-squared = .442132	Schwarz B.I.C. = 1.46707
Adjusted R-squared = .410254	Log likelihood = -76.3377

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.17847	.649153	3.35587	[.002]
TIME	.154862	.031449	4.92416	[.000]
QUEBRA	-.829509	1.27892	-.648600	[.521]

Equation 42
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1960 to 1997
 Number of observations: 38

Mean of dep. var. = 5.13280	LM het. test = 1.75589 [.185]
Std. dev. of dep. var. = 2.44758	Durbin-Watson = .269948 [<.000]
Sum of squared residuals = 123.819	Jarque-Bera test = 2.53600 [.281]
Variance of residuals = 3.53769	Ramsey's RESET2 = 11.0757 [.002]
Std. error of regression = 1.88088	F (zero slopes) = 13.8274 [.000]
R-squared = .441383	Schwarz B.I.C. = 1.46841
Adjusted R-squared = .409463	Log likelihood = -76.3632

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	2.20740	.640221	3.44787	[.001]
TIME	.152464	.030174	5.05277	[.000]
QUEBRA	-.905253	1.48182	-.610905	[.545]

Equation 43
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1961 to 1997
 Number of observations: 37

Mean of dep. var. = 5.24091	LM het. test = .334641 [.563]
Std. dev. of dep. var. = 2.38758	Durbin's h = 3.42851 [.001]
Sum of squared residuals = 33.5147	Durbin's h alt. = 4.00408 [.000]
Variance of residuals = .930964	Jarque-Bera test = 1.01419 [.602]
Std. error of regression = .964865	Ramsey's RESET2 = 3.82502 [.059]
R-squared = .852727	Schwarz B.I.C. = -.134140E-02
Adjusted R-squared = .852727	Log likelihood = -50.6705

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
POR(-1)	1.00448	.028119	35.7223	[.000]

Equation 44
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: POR
 Current sample: 1961 to 1997
 Number of observations: 37

Mean of dep. var. = 5.24091	Durbin's h = 3.68472 [.000]
Std. dev. of dep. var. = 2.38758	Durbin's h alt. = 4.39263 [.000]
Sum of squared residuals = 30.2232	Jarque-Bera test = .977419 [.613]
Variance of residuals = .863521	Ramsey's RESET2 = .231421 [.634]
Std. error of regression = .929258	F (zero slopes) = 202.654 [.000]

R-squared = .852727 Schwarz B.I.C. = -.712219E-02
Adjusted R-squared = .848519 Log likelihood = -48.7580
LM het. test = .135995 [.712]

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	.691548	.354213	1.95235	[.059]
POR(-1)	.893877	.062791	14.2357	[.000]

END OF OUTPUT.

MEMORY USAGE:	ITEM:	DATA ARRAY	TOTAL MEMORY
	UNITS:	(4-BYTE WORDS)	(MEGABYTES)
MEMORY ALLOCATED	:	500000	4.0
MEMORY ACTUALLY REQUIRED	:	5985	2.1
CURRENT VARIABLE STORAGE	:	4606	

**Anexo VII – Descrição e Fontes Estatísticas dos indicadores utilizados para
descrever as especificidades dos mercados de trabalho**

Índice de Protecção ao Emprego – Índice que pretende representar a intensidade do enquadramento legal no que respeita à admissão e despedimento de trabalhadores. O índice varia entre 1 e 20, sendo crescente com o grau de regulação dos fluxos no mercado de trabalho.

Fonte: OCDE (OCDE, 1994)

Duração dos Benefícios de Desemprego – Período de tempo (em anos) durante o qual os desempregados têm direito a auferir de subsídio de desemprego, sendo que quatro anos, significa duração indefinida.

Fonte: (Nickell, 1997)

Rácio de Substituição dos Benefícios de Desemprego – Valor dos Benefícios de desemprego em percentagem do salário.

Fonte: (Nickell, 1997)

Densidade Sindical – Percentagem dos trabalhadores sindicalizados.

Fonte: (Nickell, 1997)

Índice de Coordenação Negocial das Firms – Pretende medir o grau de coordenação das firms na negociação salarial. Varia entre 1 (fraca coordenação) e 3 (forte coordenação).

Fonte: (Nickell, 1997)

Índice de Coordenação Negocial dos Sindicatos – Pretende medir o grau de coordenação dos Sindicatos na negociação salarial. Varia entre 1 (fraca coordenação) e 3 (forte coordenação).

Fonte: (Nickell, 1997)

Wedge Salarial – Soma das contribuições para a segurança social por parte de empregados e empregadores e dos impostos pessoais sobre o rendimento, em proporção do salário (líquido) recebido pelo trabalhador.

Fonte: (OCDE, 1996)

Políticas Activas no Mercado de Trabalho – [(despesas em políticas activas no mercado de trabalho por desempregado / Produto Interno Bruto por activo)*100].

Fonte: (Nickell, 1997)

Anexo VIII – Regressões Econométricas com Dados de Painel para explicar o

Logaritmo da Taxa de desemprego e a Percentagem de Desemprego de Longa Duração

Neste anexo, expõe-se uma breve descrição sobre a estimação de modelos de dados de painel⁶. Na parte final, apresenta-se ainda o *output* do programa de TSP que serviu de base às estimações econométricas do ponto 3.3..

Na análise de dados de painel tem-se, genericamente, a seguinte especificação:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + u_{it}, \text{ com } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T$$

representado i os indivíduos, neste caso particular os países (variando de 1 a 20) e t os períodos temporais, neste caso, constituído por dois períodos (variando entre 1 e 2).

Utilizou-se neste caso o modelo mais comum de apenas uma componente de erro⁷ (*one-way error component model*), onde o erro é representado do seguinte modo:

$$u_{it} = u_i + v_{it},$$

onde u_i denota o efeito, não observável, específico ao indivíduo (invariante com o tempo) e v_{it} o resíduo remanescente.

Existem dois tipos de modelo para este tipo de análise de painel de dados: o modelo de efeitos fixos⁸ e o modelo de efeitos aleatórios.

A principal diferença entre ambos, no que respeita ao método de estimação, reside na forma de estimar o efeito individual não observável (u_i):

◊ no caso do modelo de efeitos fixos, estima-se (u_i) tantas vezes quantas o número de indivíduos, ou seja, na prática consideram-se N *dummies* individuais;

⁶ Para uma análise mais profunda ver, por exemplo, Baltagi (Baltagi, 1995).

⁷ O outro modelo existente é o de duas componentes de erro (*two-way error component model*) e difere deste na medida em que admite a possibilidade de um efeito específico para cada unidade temporal. Neste caso, a sua utilização não se justifica dada o reduzido número de unidades temporais.

⁸ Também designado de modelo dos mínimos quadrados de variáveis *dummy*.

◊ no caso do modelo de efeitos aleatórios, estima-se apenas um efeito individual genérico (u) e as diferenças entre as componentes individuais de cada indivíduo e este (u) genérico são incorporadas no resíduo (v_{it}).

A opção entre ambos os modelos resulta da ponderação de diversos factores como explica Mátyás (Mátyás e Sevestre, 1992). Neste caso, o principal factor de ponderação, que conduziu à opção pelo modelo de efeitos aleatórios, residiu no facto de este modelo permitir maiores graus de liberdade, comparativamente com o modelo de efeitos fixos. Note-se que o número de coeficientes a estimar no modelo de efeitos fixos seria igual ao número de indivíduos acrescido do número de variáveis explicativas. Neste caso, seriam 20 países mais 10 variáveis, o que totalizava 30 coeficientes para apenas 40 observações. No caso do modelo de efeitos aleatórios o número de coeficientes a estimar é apenas 11. No entanto, feita a escolha pelo modelo de efeitos aleatórios, é, ainda, necessário realizar alguns testes.

Dado que o resíduo incorpora parte dos efeitos individuais, é necessário realizar um teste de exogeneidade aos resíduos, utilizando para tal o conhecido teste de Hausman. Este teste é utilizado, nos modelos de dados de painel, para escolher estatisticamente qual o melhor modelo (efeitos fixos ou aleatórios). Assim, caso se aceite a hipótese nula de exogeneidade dos resíduos, aceita-se, igualmente, o modelo de efeitos aleatórios contra o modelo de efeitos fixos.

Outro teste necessário a este modelo é o tradicional teste de heterocedasticidade. Realizou-se o teste de heterocedasticidade LM, que consiste, basicamente, numa regressão do quadrado dos resíduos nos valores estimados da variável dependente ao quadrado e numa constante. Neste teste, a hipótese nula é a de não existência de heterocedasticidade.

DESIGNAÇÕES (DAS VARIÁVEIS) UTILIZADAS NA ESTIMAÇÕES EM TSP

DURBEN	Duração dos Benefícios de Desemprego
RSBEN	Rácio de Substituição dos Benefícios de desemprego
DENSIND	Densidade Sindical
ICODFIRM	Índice de Coordenação Negocial das Firms
ICODSIND	Índice de Coordenação Negocial dos Sindicatos
WEDGE	Wedge Salarial
POLACT	Políticas Activas no Mercado de trabalho
VARTINFL	Variação da Taxa de Inflação
TXJUROR	Taxa de Juro Real
IPROTEMP	Índice de Protecção ao Emprego

OUTPUT DO PROGRAMA DE TSP PARA ESTIMAÇÃO DAS FUNÇÕES DE DESEMPREGO E DA PERCENTAGEM DE DESEMPREGO DE LONGA DURAÇÃO

TSP Version 4.4
(11/18/97) DOS/Win 4MB
Copyright (C) 1997 TSP International
ALL RIGHTS RESERVED
09/27/98 4:41 PM
In case of questions or problems, see your local TSP
consultant or send a description of the problem and the
associated TSP output to:
TSP International
P.O. Box 61015, Station A
Palo Alto, CA 94306
USA

```

PROGRAM
LINE *****
| 1 read(file='c:\tese\dadostsp.xls');
| 2 panel (nobetween,nototal,mean,print,t=2) ltxdes durben rsben
densind icodfirm icodsind wedge90 polact vartinfl txjuror iprotemp ;
| 3 panel (nobetween,nototal,mean,print,t=2) dld durben rsben densind
icodfirm icodsind wedge90 polact vartinfl txjuror iprotemp ;
EXECUTION
*****

```

Current sample: 1 to 40

PANEL DATA ESTIMATION =====

Balanced data: NI= 20, T= 2, NOB= 40
MEANS

	LTXDES	DURBEN	RSBEN	DENSIND
1	2.25833	4.00000	60.00000	52.40000
2	2.28839	2.50000	90.00000	72.55000
3	2.31209	3.37500	57.00000	11.80000
4	1.80166	4.00000	63.00000	33.60000
5	2.73672	4.00000	43.50000	51.55000
6	2.01783	0.50000	11.00000	41.45000
7	2.14864	3.00000	70.00000	27.95000
8	1.81879	0.65000	62.50000	39.05000
9	2.95735	3.50000	75.00000	14.50000
10	2.28741	4.00000	37.00000	41.95000
11	2.16273	4.00000	37.50000	42.55000
12	1.88764	4.00000	34.00000	47.60000
13	2.28746	0.75000	59.50000	35.85000
14	1.89232	0.50000	50.00000	17.30000
15	0.91308	0.50000	60.00000	26.85000
16	1.29463	3.00000	55.00000	48.70000
17	1.99031	3.00000	69.00000	71.45000
18	1.34900	1.50000	65.00000	56.25000
19	1.21856	1.20000	80.00000	81.80000
20	0.30488	1.00000	70.00000	27.60000

	ICODFIRM	ICODSIND	WEDGE90	POLACT
1	2.00000	2.00000	43.00000	12.30000
2	3.00000	3.00000	44.00000	10.45000
3	2.00000	2.00000	47.00000	8.00000
4	3.00000	2.00000	43.00000	19.30000
5	1.00000	1.00000	33.00000	9.15000
6	1.50000	2.00000	48.00000	10.20000
7	2.00000	2.00000	48.00000	5.45000
8	2.00000	2.00000	30.00000	12.35000
9	1.00000	2.00000	44.00000	3.95000
10	1.00000	1.00000	27.00000	7.10000
11	1.00000	2.00000	16.50000	3.65000
12	1.00000	2.00000	22.00000	11.10000
13	1.00000	1.00000	27.00000	6.10000
14	1.00000	1.00000	28.00000	3.45000
15	2.00000	2.00000	9.00000	4.85000
16	3.00000	3.00000	36.00000	8.50000
17	3.00000	2.50000	32.00000	17.40000

18	3.00000	3.00000	35.50000	12.10000
19	3.00000	3.00000	46.00000	59.40000
20	3.00000	1.00000	25.50000	15.60000

	VARTINFL	TXJUROR	IPROTEMP
1	-0.64000	3.81500	17.00000
2	-0.66000	6.46000	5.00000
3	-0.84000	5.09500	14.00000
4	-0.19000	3.23000	15.00000
5	-1.03000	6.34500	12.00000
6	-1.10000	5.61500	20.00000
7	0.00000	4.98500	9.00000
8	-2.01000	0.44500	18.00000
9	-0.92000	4.39000	19.00000
10	-0.43000	4.84000	7.00000
11	-0.61000	5.86500	4.00000
12	-0.43000	6.72500	2.00000
13	-0.46000	5.88500	3.00000
14	-0.26000	2.90500	1.00000
15	-0.28000	3.46000	8.00000
16	-0.20000	3.13000	16.00000
17	-0.49000	7.73000	10.00000
18	-0.73000	8.03000	11.00000
19	-0.88500	4.98500	13.00000
20	-0.31000	1.38500	6.00000

WITHIN (fixed effects) Estimates:

Dependent variable: LTXDES

Mean of dep. var. = 1.89639	R-squared = .957650
Std. dev. of dep. var. = .650470	Adjusted R-squared = .834836
Sum of squared residuals = .698827	LM het. test = 2.88041 [.090]
Variance of residuals = .069883	Durbin-Watson = 2.00000 [1.00,1.00]
Std. error of regression = .264353	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
DURBEN	.045464	.138374	.328557	[.748]
RSBEN	-.746582E-02	.019856	-.376005	[.713]
DENSIND	.025347	.027472	.922657	[.374]
ICODFIRM	.599407	.595211	1.00705	[.334]
ICODSIND	-.380382	.535558	-.710255	[.491]
WEDGE90	0.	0.	0.	[1.00]
POLACT	-.027963	.018309	-1.52726	[.153]
VARTINFL	-.200764	.151951	-1.32124	[.211]
TXJUROR	.101786	.071306	1.42745	[.179]
IPROTEMP	0.	0.	0.	[1.00]

Fixed effects

	1	2	3	4	5
1	0.58532	-0.14721	1.38352	0.37380	0.75719
	6	7	8	9	10
1	0.38108	1.03334	0.72450	2.63089	0.71900
	11	12	13	14	15
1	0.72629	0.45400	1.04906	1.33393	-0.053103
	16	17	18	19	20
1	-0.44369	-0.68790	-0.94233	0.0067031	-1.10239

Variance Components (random effects) Estimates:

VWITH (variance of U_{it}) = 0.69883E-01
 VBET (variance of A_i) = 0.17607E-01
 (computed from small sample formula)
 THETA (0=WITHIN, 1=TOTAL) = 0.66494

Dependent variable: LTXDES

Mean of dep. var. = 1.89639 R-squared = .845285
 Std. dev. of dep. var. = .650470 Adjusted R-squared = .791935
 Sum of squared residuals = 2.55309 LM het. test = 2.62249 [.105]
 Variance of residuals = .088038 Durbin-Watson = .964793 [.000, .000]
 Std. error of regression = .296711

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
DURBEN	.088583	.038325	2.31138	[.021]
RSBEN	.011413	.386403E-02	2.95354	[.003]
DENSIND	.940797E-02	.443549E-02	2.12107	[.034]
ICODFIRM	-.479299	.103134	-4.64733	[.000]
ICODSIND	-.178607	.115531	-1.54597	[.122]
WEDGE90	.025029	.662786E-02	3.77637	[.000]
POLACT	-.021387	.575732E-02	-3.71473	[.000]
VARTINFL	-.190216	.095887	-1.98375	[.047]
TXJUROR	.082340	.029235	2.81651	[.005]
IPROTEMP	.016610	.013753	1.20770	[.227]
C	.641720	.269741	2.37902	[.017]

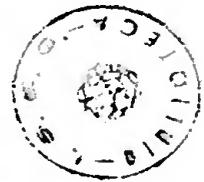
Hausman test of $H_0: RE$ vs. FE : $CHISQ(8) = 9.4270$, P -value = [.3076]

PANEL DATA ESTIMATION
 =====

Balanced data: NI= 19, T= 2, NOB= 38
 MEANS

	DLI	DURBEN	RSBEN	DENSIND
1	66.87971	4.00000	60.00000	52.40000
2	30.55556	2.50000	90.00000	72.55000
3	41.19898	3.37500	57.00000	11.80000
4	43.16449	4.00000	63.00000	33.60000
5	60.32818	4.00000	43.50000	51.55000
6	59.85331	0.50000	11.00000	41.45000
7	51.19048	3.00000	70.00000	27.95000
8	47.63158	0.65000	62.50000	39.05000
9	54.48791	3.50000	75.00000	14.50000
10	42.49562	4.00000	37.00000	41.95000
11	29.28571	4.00000	37.50000	42.55000
12	19.04380	4.00000	34.00000	47.60000
13	9.13729	0.75000	59.50000	35.85000
14	9.76829	0.50000	50.00000	17.30000
15	16.10306	0.50000	60.00000	26.85000
16	17.89916	3.00000	69.00000	71.45000
17	14.61279	1.50000	65.00000	56.25000
18	10.31469	1.20000	80.00000	81.80000
19	17.11957	1.00000	70.00000	27.60000

	ICODFIRM	ICODSIND	WEDGE90	POLACT
1	2.00000	2.00000	43.00000	12.30000
2	3.00000	3.00000	44.00000	10.45000
3	2.00000	2.00000	47.00000	8.00000
4	3.00000	2.00000	43.00000	19.30000
5	1.00000	1.00000	33.00000	9.15000
6	1.50000	2.00000	48.00000	10.20000
7	2.00000	2.00000	48.00000	5.45000
8	2.00000	2.00000	30.00000	12.35000
9	1.00000	2.00000	44.00000	3.95000
10	1.00000	1.00000	27.00000	7.10000
11	1.00000	2.00000	16.50000	3.65000
12	1.00000	2.00000	22.00000	11.10000
13	1.00000	1.00000	27.00000	6.10000
14	1.00000	1.00000	28.00000	3.45000
15	2.00000	2.00000	9.00000	4.85000
16	3.00000	2.50000	32.00000	17.40000
17	3.00000	3.00000	35.50000	12.10000



18	3.00000	3.00000	46.00000	59.40000
19	3.00000	1.00000	25.50000	15.60000

	VARTINFL	TXJUROR	IPROTEMP
1	-0.64000	3.81500	17.00000
2	-0.66000	6.46000	5.00000
3	-0.84000	5.09500	14.00000
4	-0.19000	3.23000	15.00000
5	-1.03000	6.34500	12.00000
6	-1.10000	5.61500	20.00000
7	0.00000	4.98500	9.00000
8	-2.01000	0.44500	18.00000
9	-0.92000	4.39000	19.00000
10	-0.43000	4.84000	7.00000
11	-0.61000	5.86500	4.00000
12	-0.43000	6.72500	2.00000
13	-0.46000	5.88500	3.00000
14	-0.26000	2.90500	1.00000
15	-0.28000	3.46000	8.00000
16	-0.49000	7.73000	10.00000
17	-0.73000	8.03000	11.00000
18	-0.88500	4.98500	13.00000
19	-0.31000	1.38500	6.00000

WITHIN (fixed effects) Estimates:

Dependent variable: DLD

Mean of dep. var. = 33.7405	R-squared = .985438
Std. dev. of dep. var. = 19.5969	Adjusted R-squared = .940135
Sum of squared residuals = 206.913	LM het. test = .860396 [.354]
Variance of residuals = 22.9903	Durbin-Watson = 2.00000 [1.00,1.00]
Std. error of regression = 4.79482	

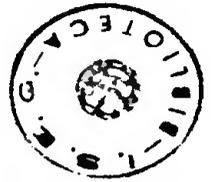
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
DURBEN	-.405032	3.17933	-.127395	[.901]
RSBEN	-.603500	.383833	-1.57230	[.144]
DENSIND	.258970	.502599	.515261	[.617]
ICODFIRM	25.2791	11.1683	2.26347	[.045]
ICODSIND	11.7548	11.3856	1.03242	[.324]
WEDGE90	0.	0.	0.	[1.00]
POLACT	-.320469	.333109	-.962054	[.357]
VARTINFL	-2.25052	2.76646	-.813501	[.433]
TXJUROR	-1.02178	1.30727	-.781611	[.451]
IPROTEMP	0.	0.	0.	[1.00]

Fixed effects

	1	2	3	4	5
1	23.47157	-35.54255	5.72111	-16.18538	44.91422
	6	7	8	9	10
1	1.06228	20.18471	1.32200	52.30529	24.80059
	11	12	13	14	15
1	-0.48111	-10.47176	5.96415	2.12049	-24.04606
	16	17	18	19	
1	-50.60018	-60.78122	-51.06695	-29.25328	

Variance Components (random effects) Estimates:

VWITH (variance of U_{it}) = 22.990
 VBET (variance of A_i) = 32.922



(computed from small sample formula)
 THETA (0=WITHIN, 1=TOTAL) = 0.25880

Dependent variable: DLD

Mean of dep. var. = 33.7405 R-squared = .884570
 Std. dev. of dep. var. = 19.5969 Adjusted R-squared = .841818
 Sum of squared residuals = 1653.07 LM het. test = .046849 [.829]
 Variance of residuals = 61.2249 Durbin-Watson = .523808 [.000,.000]
 Std. error of regression = 7.82464

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
DURBEN	3.97804	1.05683	3.76411	[.000]
RSBEN	-.115914	.112034	-1.03464	[.301]
DENSIND	.253470	.113254	2.23807	[.025]
ICODFIRM	-1.02609	2.80993	-.365166	[.715]
ICODSIND	-5.87307	3.22368	-1.82185	[.068]
WEDGE90	.528612	.188812	2.79968	[.005]
POLACT	-.670789	.152152	-4.40868	[.000]
VARTINFL	1.20829	2.03632	.593367	[.553]
TXJUROR	-1.62587	.682853	-2.38100	[.017]
IPROTEMP	2.07756	.380589	5.45880	[.000]
C	11.0509	7.58606	1.45674	[.145]

Hausman test of H0:RE vs. FE: CHISQ(8) = 14.896, P-value = [.0612]

END OF OUTPUT.

MEMORY USAGE: ITEM: DATA ARRAY TOTAL MEMORY
 UNITS: (4-BYTE WORDS) (MEGABYTES)
 MEMORY ALLOCATED : 500000 4.0
 MEMORY ACTUALLY REQUIRED : 5472 2.1
 CURRENT VARIABLE STORAGE : 3132