

ADELAIDE DUARTE E JOÃO SOUSA ANDRADE HISTERESE DA TAXA DE DESEMPREGO DE EQUILÍBRIO

JOÃO REBELO E VICTOR MENDES O USO DO FACTOR TRABALHO NO SECTOR BANCÁRIO PORTUGUÊS

MARTA SIMÕES A UTILIZAÇÃO DE DADOS SECCIONAIS, CRONOLÓGICOS E MISTOS NO ESTUDO DA CONVERGÊNCIA REAL NA UE

CARLOS CARREIRA ECONOMIAS DE ESCALA NAS TELECOMUNICAÇÕES CELULARES PORTUGUESAS

NUNO VALÉRIO HISTÓRIA E INCERTEZA

JOAQUIM FEIO HAVERÁ UMA «MICROECONOMIA DA DROGA»?



Histerese da taxa de desemprego de equilíbrio, uma aplicação ao caso português

Maria Adelaide Silva Duarte; João Sousa Andrade Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra

resumo

résumé / abstract

Pretende-se com este estudo provar que a hipótese de histerese da taxa de desemprego também se aplica na economia portuguesa. O facto de apresentar valores reduzidos dessa taxa não elimina, por si, a possibilidade de esse fenómeno afectar a taxa de desemprego de equilíbrio.

Em primeiro lugar, apresenta-se o surgimento da ideia como uma forma de imunização da análise económica do desemprego. Os conceitos que foram sugeridos procuram sobretudo explicar o desemprego europeu. A análise da taxa natural de desemprego sofre profundas alterações na presença de histerese, seja ela fraca ou forte. Alguns dos mais velhos utensílios de política económica deixam de fazer sentido.

A investigação da característica de estacionaridade das séries, anuais, semestrais, trimestrais e mensais, da taxa de desemprego e do desemprego conduziu, sem qualquer dúvida, para a aceitação da presença de raiz unitária. Sendo assim, não pode excluir-se a possibilidade da presença de histerese, no sentido forte, no mercado de trabalho em Portugal, no longo e no curto prazos.

L'objectif, dans cet article, est de prouver l'existence d'hystérèse du taux de chômage d'équilibre. En effet, on ne peut penser que les chiffres réduits du taux de chômage portugais excluent l'existence et l'influence de l'hystérèse sur ce taux.

Tout d'abord, on présente l'origine de cette idée comme une hypothèse construite afin d'immuniser la théorie de l'emploi car ce concept est lié de façon indissociable à l'explication des chiffres élevés du chômage européen. L'analyse du taux de chômage d'équilibre est soumise à de profonds changements dans le cas de l'existence d'hystérèse, qu'elle soit forte (hypothèse de racine unitaire) ou faible. Quelques-uns des outils les plus anciens de politique économique deviendraient (deviennent) ainsi inutiles.

Les résultats de cette recherche sur la stationnarité des séries annuelles, semestrielles, trimestrielles et mensuelles du taux de chômage et du chômage confirment l'existence de racine unitaire. C'est la raison pour laquelle on ne peut exclure la présence d'hystérèse forte sur le marché du travail portugais, à court et à long terme.

The aim of this paper is to prove that the hysteresis hypothesis of the unemployment rate also applies to the Portuguese economy. The low values of the Portuguese equilibrium unemployment rate do not rule out the existence and influence of the hysteresis phenomenon and its influence on the equilibrium rate of unemployment. This paper first presents the origin of this idea as a hypothesis meant to immunise the theory of employment. This concept was strictly related to explaining European unemployment. Analysis of the equilibrium unemployment rate undergoes deep changes in the presence of weak or strong (unit root hypothesis) hysteresis. Some of the oldest tools in economic policy simply become meaningless. The results of the authors' research about stationarity in annual, semi-annual, quarterly and monthly unemployment rate and unemployment level series confirm the existence of a unit root. The main conclusion is that one cannot exclude the presence of strong hysteresis in the Portuguese labour market in the long and short-run.

1. Introdução*



Este artigo tem como objecto de análise o estudo do fenómeno da histerese do desemprego e sua aplicação ao caso português. Duas acepções de histerese são consideradas, a histerese forte, hipótese de série com raiz unitária, e histerese fraca, hipótese de série estacionária, mas cujos coeficientes exprimem um período médio de ajustamento ao valor de equilíbrio muito longo. Está organizado em sete pontos: 1. Introdução; 2. Taxa de desemprego de equilíbrio e o fenómeno da histerese; 3. Definição de taxa de desemprego de equilíbrio (natural); 4. Histerese do desemprego; 5. Histerese e curva de Phillips; 6. Persistência e estacionaridade das séries portuguesas do emprego; e finalmente, 7. Conclusão.

De 2 a 5 faz-se a análise teórica do fenómeno, em 6 faz-se a análise empírica e por último conclui-se. O ponto 2 situa o fenómeno da histerese no contexto dos estudos sobre a taxa de desemprego de equilíbrio na década de 90; em 3 define-se a taxa de desemprego de equilíbrio; em 4 estuda-se a histerese do desemprego — as duas acepções de histerese são apresentadas e ilustradas por séries temporais e segue-se a fundamentação microeconómica baseada nas predições dos modelos de *insiders-outsiders* de Blanchard e Summers; em 5 analisa-se os efeitos sobre a relação de Phillips da existência de histerese forte e fraca.

A análise empírica exposta em 6 constitui uma investigação aprofundada da persistência e estacionariedade das diferentes séries de emprego, desemprego e taxa de desemprego na economia portuguesa (série anual 1953-93; séries semestrais e trimestrais posteriores a 1974 e séries de valores mensais corrigidos de sazonalidade posteriores a 1983). Os testes ADF, KPSS, de Cochrane, HEGY e de Perron são aplicados a séries mensais, trimestrais, semestrais e anuais.

Os nossos resultados apontam directamente para a exclusão de estacionaridade das séries de desemprego e da taxa de desemprego e para um elevado grau de persistência das inovações nestas séries. Conclui-se pois, que o desemprego em Portugal é dominado pelo fenómeno da histerese. Apesar dos fracos valores da taxa de desemprego, quando comparados com os europeus, a economia portuguesa não foge a esse fenómeno que domina na economia europeia.

2. Taxa de desemprego de equilíbrio e o fenómeno da histerese¹

Desde há vinte e cinco anos que os economistas estudam os fundamentos macroeconómicos e microeconómicos da taxa de desemprego de equilíbrio. Aliás, quase todos os economistas são unânimes sobre a importância do discurso de Milton Friedman (1968), de tomada de posse do cargo de presidente da AEA, onde apresenta uma das mais longas definições da ciência económica, a de taxa de desemprego de equilíbrio. Se este discurso é de citação obrigatória porque, porventura, veio a exercer uma maior influência, não devemos deixar de referenciar os artigos de Edmund Phelps (1967 e 1968), bem como os artigos pioneiros de Aba Lerner (1940) e de William Fellner (1959) sobre o mesmo conceito.

Podemos afirmar que há um relativo consenso entre os economistas acerca do progresso da investigação ao nível dos estudos teóricos (macro e micro) e aplicados, mas já o mesmo não poderá ser dito acerca do grau desse progresso². Tal facto é revelador da relativa impotência da teoria económica na explicação cabal do fenómeno do desemprego europeu³.

* Os autores agradecem a um comentador anónimo as sugestões feitas para melhorar uma primeira versão deste trabalho.

1 O estudo da histerese do desemprego e da taxa de desemprego de equilíbrio está integrado numa investigação mais vasta sobre as determinantes desta última aplicadas ao caso português.

2 Edmund Phelps, um dos economistas pioneiros da taxa de desemprego natural, insatisfeito com as linhas teóricas de investigação posteriormente desenvolvidas, elaborou uma teoria estruturalista da taxa de desemprego natural num regime de *steady state* (Phelps, 1994).

3 A reflexão sobre o estado da investigação da taxa de desemprego de equilíbrio em Red Cross (1995) é significativa a este respeito. Veja-se, também, Edmund Phelps, 1995.



Factos económicos recentes na Europa, colocaram de novo a taxa de desemprego de equilíbrio na ribalta. O estudo do desemprego europeu na década de 90 passou necessariamente pela tentativa de explicação da subida da taxa de desemprego de equilíbrio, posto que nos últimos anos se verificou simultaneamente uma estabilidade da taxa de inflação e a subida da taxa de desemprego efectivo. Foram três as principais causas apontadas como responsáveis pelo desemprego europeu: (1) a rigidez do mercado de trabalho, (2) o progresso técnico de tipo trabalho qualificado enviesado e (3) a histerese do desemprego.

Ocupar-nos-emos neste artigo da elucidação deste último conceito aplicado à subida (descida) da taxa de desemprego de equilíbrio. Apenas duas acepções deste conceito serão tomadas em consideração, aquela que está associada com a existência de raiz unitária nas séries de desemprego e da taxa de desemprego (acepção forte) e a que está associada a séries estacionárias cujos coeficientes exprimem um período médio de ajustamento, ao valor de equilíbrio, muito longo (acepção fraca).

Houve um conjunto de autores, entre eles Blanchard e Summers (1987), Lindbeck (1992) e Nickell (1997) que, insatisfeitos com o fraco poder explicativo, resultante da consideração das hipóteses (1) e (2), das diferenças nos valores das taxas de desemprego de diferentes países europeus⁴, tentaram explicar as elevadas taxas de desemprego na Europa através da histerese⁵.

A existência de histerese, na acepção forte e fraca, coloca uma série de interrogações sobre o estatuto da taxa de desemprego de equilíbrio, nomeadamente quando a identificamos com a NAIRU⁶.

Mas mesmo que essas questões fiquem em suspenso, o fenómeno de dependência da taxa de desemprego da sua própria história levará os economistas a reconsiderarem os custos (benefícios) de taxas de desemprego efectivas muito superiores (inferiores) à taxa de desemprego de equilíbrio (Stiglitz, 1997). É que no caso de existência de histerese, a taxa de desemprego de equilíbrio aumenta no primeiro caso e diminuirá no segundo caso. Aparentemente, este último caso explicará a reduzida taxa de desemprego de equilíbrio em Portugal. É que a taxa de salário nominal não acelerou em face de níveis muito reduzidos da taxa de desemprego efectivo.

No caso da histerese forte, a taxa de crescimento do salário nominal não é sensível à taxa de desemprego, é antes sensível à variação da taxa de desemprego. Esta última, numa situação de estabilidade da inflação deixa, por isso, de ser uma grandeza de equilíbrio para a qual tende a taxa de desemprego efectivo. A taxa de desemprego de «equilíbrio» é, neste caso, igual à taxa de desemprego efectivo do período anterior. A relação de Phillips deixa de poder ser construída, a menos que seja substancialmente modificada. O conceito de NAIRU torna-se inoperacional, sendo substituído por uma grandeza de equilíbrio que é a taxa de variação da taxa de desemprego, cuja componente determinística é uma constante. Não parece que se trate de um conceito operacional em política económica (PE). Mais, esta situação implica indeterminação quanto ao nível da taxa de desemprego.

No caso da histerese fraca, a variação da taxa de crescimento do salário nominal irá depender simultaneamente da taxa de desemprego e da variação da taxa de desemprego, o que significa que os efeitos transitórios de um choque poderão ser prolongados. Neste contexto, duas grandezas de equilíbrio passam a ser consideradas, uma NAIRU de curto ou médio prazo que incorpora os efeitos transitórios do choque sobre a taxa de desemprego de equilíbrio e a NAIRU de longo-prazo.

4 Ver Charles Bean, 1994.

5 Ver Rod Cross, 1998.

6 *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*. Por vezes também indicada por NAWRU, onde se tem em conta a inflação salarial. De notar que as iniciais não correspondem ao fenómeno definido, já que se trata antes de NIIRU, *Non-Increasing Inflation Rate of Unemployment*.



Por último, chamemos a atenção para o facto de, mesmo no caso de continuarmos a considerar a NAIRU como indicador de Política Económica, os efeitos temporais da histerese fraca sobre as variáveis macroeconómicas deverão ser tidos em conta pelos decisores de PE. Seja qual for o programa de política elaborado no que toca à escolha de objectivos, aquele deverá ser um modelo de optimização dinâmica sob pena do programa de PE poder apresentar problemas de incoerência temporal.

3. Definição de taxa de desemprego natural

Como definir a taxa de desemprego natural? Começemos pela longa definição de Friedman (1968).

«The natural rate of unemployment is the level which would be ground out by the walrasian system of the general equilibrium equations, provided that there is in them the actual structural characteristics of the labour and commodities market, including market imperfections, stochastic variability in demands and supplies, the cost of gathering information about job vacancies and labor availabilities, the costs of mobility, and so on.»

As características do mercado de trabalho fazem com que este apresente sempre muitos indivíduos em trânsito, daí decorre que pleno emprego não signifique ausência de desemprego. Que tipos de desemprego podemos associar ao conceito de pleno emprego? Dois tipos. O chamado desemprego friccional e o chamado desemprego estrutural.

O desemprego friccional é o desemprego que está associado à rotação do trabalho. Há rotação permanente de indivíduos em dados empregos, surgem novas oportunidades de emprego; há empregos que deixam de existir, há um fluxo de entrada e saída permanente de indivíduos na população activa. Mesmo supondo que o número de postos de trabalho oferecidos é igual ao número de postos de trabalho procurados, a procura desses postos de trabalho é uma actividade consumidora de tempo, o que significa que seja qual for o momento, haverá trabalhadores desempregados à procura de emprego.

O desemprego estrutural resulta da não adequação entre a estrutura da oferta de trabalho e a estrutura da procura de trabalho, supondo que a oferta de trabalho é igual à procura de trabalho. Este tipo de desemprego pode ocorrer porque existe uma oferta de qualificações inadequada do ponto de vista geográfico, apesar de ser adequada a nível nacional⁷.

4. Histerese do desemprego

O físico James Alfred Ewing (1881) utilizou pela primeira vez o conceito de histerese no estudo das propriedades termoeléctricas dos metais ferrosos. A aplicação do conceito à teoria do emprego remonta ao final da década de 80 sendo a histerese definida fundamentalmente em duas acepções — a forte e a fraca.

Devemos chamar a atenção para que há autores (Cross, 1995 e Amable *et al.*, 1995, entre outros), que refutam a hipótese de histerese forte (existência de raiz unitária) porque consideram que os efeitos de histerese permanecem sempre independentemente de uma sequência de inovações de sinal contrário⁸.

⁷ Olivier Blanchard e Pedro Portugal (1998), ao compararem os mercados de trabalho norte-americano e português, realçam que iguais taxas de desemprego natural podem estar associadas a características muito diversas do mercado de trabalho de diferentes países.

⁸ Estaríamos neste caso perante processos não lineares. Esta interpretação de histerese está fora do objecto deste artigo.



4.1 Definição de histerese do desemprego

Podemos definir a histerese em duas acepções: a) histerese forte e b) histerese fraca. Segundo a), a histerese é o efeito permanente de uma inovação (choque) sobre a taxa de desemprego de equilíbrio. Segundo b), a histerese consiste nos efeitos prolongados (mas transitórios) de variações da taxa de desemprego de curto-prazo sobre a taxa de desemprego de equilíbrio.

Não há unanimidade entre os economistas sobre a inclusão da definição b) no conceito de histerese. Por exemplo, Blanchard e Summers (1987: 286) e Blanchard e Katz (1997: 68), aceitam-na apesar de considerarem que do ponto de vista matemático possa ser um pouco forçado.

«Strictly speaking, the word hysteresis should be used only in the case where there is path dependence of steady-state equilibrium unemployment. We shall use it more loosely to denote cases where actual unemployment affects equilibrium unemployment for a long time...»

«Formally the word hysteresis should be used only for the case where the natural rate is truly history dependent, so that the time series process for the unemployment rate contains a unit root. Using hysteresis to refer to long-lasting than permanent effects of the history of actual unemployment raises on the natural rate is a minor abuse of language.»

Já Layard e Nickell aceitam apenas a histerese forte, como afirmam Blanchard e Summers (1987: 294)

«Because of the effect of actual unemployment on the equilibrium unemployment is not permanent in this case, Layard and Nickell have privately objected to the use of the word hysteresis to describe their theory.»

Segundo a definição de histerese forte, estaremos na sua presença, quando a série da taxa de desemprego for uma série com raiz unitária. Uma representação possível é a que se segue.

$$u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{a})$$

$$\text{com}^9 \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Em (a) qualquer inovação terá um efeito permanente sobre a taxa de desemprego. A taxa de desemprego não apresenta, pois, um valor de equilíbrio.

$$\Delta u_t = \varepsilon_t \quad (\text{a.1})$$

A série às primeiras diferenças (a.1) é uma série estacionária sem constante nem tendência. As variações da taxa de desemprego são, por isso, aleatórias e seguem uma distribuição normal.

Tendo em conta que nas últimas décadas houve uma tendência crescente do desemprego e taxa de desemprego de equilíbrio europeus, a histerese forte poderá ser ilustrada por uma série com raiz unitária e tendência determinística, (a.4). Para o efeito comecemos por representar uma série com raiz unitária e termo independente, (a.2).

$$u_t = a + u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{a.2})$$

Se integrarmos a equação acima, a variação do desemprego é uma variável estacionária em torno de uma constante, (a.3).

$$u_t - u_{t-1} = a + \varepsilon_t \quad (\text{a.3})$$

9 Esta variável ε será sempre tomada como sendo um ruído branco.

Por recorrência podemos rescrever (a.2) de forma a obtermos a trajectória de u_t (a.4).

$$u_t = u_0 + a \cdot t + \sum_{r=0}^t \varepsilon_t \quad (\text{a.4})$$

com $t = 0, 1, \dots, n \wedge \varepsilon_0 = 0$

Na equação acima, o terceiro termo do membro direito da equação representa a acumulação dos efeitos das inovações sobre u_t . Como vemos, estes efeitos são permanentes. A soma dos dois primeiros termos representa a componente determinística da série. À medida que t aumenta, a componente determinística da série tenderá para $a \cdot t$.

Segundo a definição de histerese fraca, estaremos em presença da mesma, quando a série temporal da taxa de desemprego for uma série estacionária cujo coeficiente de ajustamento seja muito elevado (próximo da unidade). Tomemos a equação (b) para ilustrar a histerese fraca.

$$u_t = \frac{1}{1+b} \cdot u_{t-1} + a + \varepsilon_t \quad (\text{b})$$

com $b > 0 \Rightarrow \frac{1}{1+b} < 1$

Trata-se de uma série estacionária com constante e sem tendência. Os efeitos transitórios de uma inovação serão tanto mais prolongados quanto mais pequeno for o valor do coeficiente b . Por outras palavras, quanto mais perto da unidade se encontrar o coeficiente de u_{t-1} . O processo de convergência para o valor inicial de equilíbrio será tanto mais rápido quanto o valor do coeficiente b for elevado. O tempo médio de ajustamento poderá ser medido por $[1/b]$, o que constitui uma medida do grau de persistência das inovações.

Se integramos a equação acima, a variação do desemprego é uma variável estacionária em torno de uma constante, (b.1).

$$u_t - u_{t-1} = a \cdot \frac{1+b}{b} + \frac{1+b}{b} \cdot \varepsilon_t \quad (\text{b.1})$$

onde $a \cdot \frac{1+b}{b}$ representa a constante.

Por recorrência, podemos rescrever (b) de forma a obtermos a trajectória de u_t , (b.2).

$$u_t = \left(\frac{1}{1+b}\right)^t \cdot u_0 + a \cdot \frac{\left[1 - \left(\frac{1}{1+b}\right)^t\right]}{1 - \left(\frac{1}{1+b}\right)} + \sum_{r=0}^t \left(\frac{1}{1+b}\right)^r \cdot \varepsilon_{t-r} \quad (\text{b.2})$$

A soma dos dois primeiros termos define a componente determinística da série, à medida que o tempo passa a influência do termo inicial vai-se atenuando e aquela componente tenderá para o limite $[(1+b)/b]$; o terceiro termo diz-nos que o efeito das inovações tenderá a desaparecer porque como sabemos o termo $[1/(1+b)]$ é inferior à unidade. Estes efeitos transitórios das inovações persistirão tanto mais quanto menor for o valor de b .

4.2 Fundamentação microeconómica do fenómeno da histerese do desemprego

Duas explicações fundamentais baseadas em modelos de determinação do salário nominal, modelos de *insiders-outsiders* e modelos de determinação dos salários baseados na duração do desemprego foram avançadas sobre a histerese. No primeiro caso, são principalmente os trabalhadores já empregados, ou sindicalizados, que determinam o salário nominal (modelos de





insiders-outsiders). No segundo caso, a pressão exercida pelos desempregados sobre o salário nominal é tanto mais reduzida quanto maior for a duração do desemprego (modelos de determinação de salários baseados na duração do desemprego). Tomemos os modelos celebrizados por Blanchard e Summers (1987).

As variáveis estão definidas em logaritmos, as constantes são em geral omitidas, supõe-se que existem rendimentos constantes à escala para cada empresa, custos marginais constantes e elasticidade da procura constante, e ainda que o volume de emprego é igual em todas as empresas. É definida uma função de procura da empresa i que depende da procura não antecipada e do preço relativo do bem produzido e uma função de procura derivada de trabalho da empresa i que vai depender da procura não antecipada expressa em unidades salário e do salário relativo pago por cada empresa. O volume de trabalho vai depender da regra de fixação do salário.

4.2.1 Modelo de insiders

Neste modelo o salário é fixado exclusivamente pelos trabalhadores empregados em cada empresa de forma a que o volume de emprego esperado seja igual ao número dos trabalhadores empregados. Utilizando l para indicar o volume de emprego, o símbolo $*$ para valor de equilíbrio e, como é habitual, E para indicar o valor esperado,

$$E l_i = 1_i^* \quad (1)$$

Supondo que a negociação salarial é conduzida pelo sindicato e que esta organização defende os interesses daqueles que estão empregados, a regra anterior é equivalente à seguinte: o salário negociado está associado ao volume de emprego existente à data da negociação,

$$1_i^* = 1_{i-1} \quad (2)$$

A equação de equilíbrio do modelo diz-nos que o emprego de equilíbrio é igual ao emprego dos *insiders* mais um termo de erro que exprime as variações não antecipadas da procura nominal, representadas pela quantidade de moeda, m

$$1 = 1_i^* + (m - Em) \quad (3)$$

Segundo a regra acima definida, virá

$$1 = 1_{i-1} + (m - Em) \quad (4)$$

Esta série do emprego apresenta uma raiz unitária. Choques não antecipados da procura agregada produzem, assim, efeitos permanentes no emprego. Sendo dada a população activa, o desemprego de «equilíbrio» é igual ao desemprego efectivo do período anterior. A economia não apresenta nenhuma tendência para retornar a um valor fixo de equilíbrio.

4.2.2 Modelo misto de insiders-outsiders

Admite-se agora que a procura de emprego antecipada pela empresa i , l_i , será tanto mais elevada quanto mais elevado for o desemprego esperado na economia e que esta relação pode ser traduzida de forma linear. A regra de fixação do salário dos *insiders* mantém-se. O valor da população activa é representado por $\bar{1}$. Obtemos assim

$$E l_i - 1_i^* = b \cdot (\bar{1} - E 1_i) \quad (5)$$

com $b > 0$.

A equação de emprego é agora a seguinte

$$1 - \bar{1} = (m - Em) + \left(\frac{1}{1+b} \right) \cdot (1_{i-1} - \bar{1}) \quad (6)$$

O emprego segue um processo auto-regressivo de ordem 1 e apresenta uma raiz unitária quando o coeficiente b é nulo ou regista um valor muito baixo. A série é estacionária se b apresentar um valor elevado; o grau de persistência de uma inovação reduz-se à medida que b aumenta. Se pudermos desprezar as variações da oferta de trabalho, a série do desemprego terá características idênticas à série do emprego, com efeito

$$u = \hat{1} - 1 = - (m - Em) + \frac{1}{1+b} \cdot (\hat{1} - 1) \quad (7)$$

4.2.3 Modelo *insiders-outsiders* (desempregados de curta-duração)

Suponhamos agora que os desempregados de curta-duração exercem pressão sobre o nível de emprego na empresa i . A função procura derivada de trabalho da empresa i sofre uma modificação relativamente ao modelo anterior. O emprego esperado será tanto mais elevado quanto mais elevado for o desemprego de curta-duração esperado. Mantendo-se a regra de fixação de salários, teremos

$$E1_i - 1_i^* = b \cdot (1_{-1} - E1_i) \quad (8)$$

A nova equação de emprego é a seguinte

$$1 = 1_{-1} + (m - Em) \quad (9)$$

Como no primeiro modelo, a série do emprego apresenta uma raiz unitária, mas nesta última versão tal ficará a dever-se ao facto de serem apenas os desempregados de curta-duração a exercer uma pressão sobre o salário nominal.

4.3 Predições dos modelos e seu significado económico

Tentemos explicitar o mecanismo económico que fundamenta a histerese forte e fraca nos três modelos acima apresentados bem como a plausibilidade económica das suas predições. A discussão passa naturalmente pela análise das respectivas equações de emprego.

Tomemos a equação de emprego do modelo de *insiders*, (4), que nos diz que para dada população activa, o emprego de equilíbrio é igual ao emprego do período anterior mais um termo aleatório que corresponde a variações não antecipadas de procura agregada.

O emprego de equilíbrio depende do emprego efectivo do período anterior porque os desempregados não exercem nenhuma pressão sobre o salário nominal, este é apenas negociado pelos *insiders* que o não alteram. Se o choque sobre o emprego for negativo, os *insiders* não estão dispostos a reduzir o salário nominal para reabsorver o desemprego. Se o choque for positivo, haverá *outsiders* que serão empregados, mas que não exercerão pressão para a subida do salário nominal receando a situação de desemprego.

Mas a subida (descida) do emprego de equilíbrio (taxa de desemprego de equilíbrio) num dado período de tempo supõe ou um choque isolado que produza efeitos suficientemente fortes ou que os choques aleatórios que lhes estão na origem se repitam em sequências do mesmo sinal.

O cumprimento da condição anterior é tanto menos provável quanto maior for a duração do período para a qual a série do emprego (desemprego) apresenta raiz unitária. Não é plausível que séries temporais longas do emprego, do desemprego, e da taxa de desemprego verifiquem aquelas condições.

No segundo modelo, a hipótese drástica e pouco adequada à realidade económica de que os *outsiders* não exercem qualquer pressão sobre o salário nominal é abandonada. Obtemos, assim, uma equação de emprego, (6), que é uma série estacionária e cujo grau de persistência a choques transitórios é tanto mais elevado quanto mais pequeno for o coeficiente b que representa a influência dos *outsiders* sobre o salário nominal.





Um choque negativo sobre o emprego significará que o desemprego de curto-prazo aumentará, bem como a taxa de desemprego de equilíbrio (de curto-prazo) e que na ausência de novo choque a economia retornará lentamente ao valor de equilíbrio de longo-prazo.

Para que a persistência dos efeitos de um choque de dado sinal não possa ser anulada pelos efeitos de um choque de sinal contrário, o fenómeno da histerese fraca exige ou um choque isolado ou que se repita numa sequência de mesmo sinal.

Se supusermos uma dinâmica de emprego mais rica do que a deste modelo baseada numa relação de *insiders-outsiders*, na qual cada elemento de cada grupo demora tempo a perder o seu estatuto de pertença ao grupo no caso de mudança de grupo, então a sequência de choques do mesmo sinal deverá ter maior duração para produzir a subida (descida) transitória da taxa de desemprego de equilíbrio.

No que diz respeito ao terceiro modelo, só os desempregados de curta-duração exercerão pressão sobre o salário nominal. A equação de emprego (9) vem então idêntica à do primeiro modelo. De novo, a subida (descida) da taxa de desemprego de equilíbrio exige uma sequência longa de choques de igual sinal¹⁰.

5. Histerese e curva de Phillips

O fenómeno da histerese também pode ser percebido partindo da própria relação de Phillips. Limitemos a nossa análise a variáveis estritamente necessárias. Tendo em conta o nosso objecto de estudo tomamos a variação do salário nominal como uma função não só da taxa de desemprego como da sua variação.

Façamos uso da já tradicional apresentação em termos de equação de salários e de preços (Layard *et al.*, 1991; Artus e Muet, 1995)

$$\Delta w = (1 - \delta) \cdot \Delta p - \delta \cdot \Delta p_{-1} - \alpha_1 \cdot u - \alpha_2 \cdot \Delta u + d \quad (10)$$

$$\Delta p = \Delta w - \gamma \quad (11)$$

onde d , sendo uma constante, representa uma tendência na evolução dos salários e γ a taxa de variação da produtividade do trabalho.

A taxa de variação do salário nominal é uma função crescente, e com um desfasamento, da variação dos preços e decrescente do nível de desemprego e da sua variação. Por simplificação, tomamos o nível de preços a ajustar-se de imediato ao custo salarial.

Por definição, a NAIRU coincide com a aceleração nula dos preços e supõe que a variação da taxa de desemprego é nula. Temos assim o valor da NAIRU,

$$-\alpha_1 \cdot u + d - \gamma = 0 \Rightarrow u^* = \frac{d - \gamma}{\alpha_1} \quad (12)$$

No caso da histerese forte a variação do salário não depende da taxa de desemprego e esta não assume valores constantes ($\alpha_1=0$ e $\Delta u \neq 0$). A nova equação do salário virá,

$$\Delta w = (1 - \delta) \cdot \Delta p - \delta \cdot \Delta p_{-1} - \alpha_2 \cdot \Delta u + d \quad (10')$$

A hipótese de não aceleração da taxa de inflação conduz-nos agora a uma variação constante da taxa de desemprego,

$$\Delta u = \frac{d - \gamma}{\alpha_1} \quad (12')$$

¹⁰ Olivier Blanchard e Lawrence Katz (1999) analisaram o impacto de choques no contexto de diferentes instituições do mercado de trabalho.

ou, de forma mais elucidativa,

$$u = \frac{d - \gamma}{\alpha_1} + u_{-1} \quad (12'')$$

Reencontramos aqui a já nossa conhecida equação da taxa de desemprego, com raiz unitária. Em suma, a relação de Phillips deixa de poder ser definida, a variação do salário nominal não depende da taxa de desemprego.

No caso da histerese fraca, devemos manter a relação entre variação do salário e taxa de desemprego ($\alpha_1 \neq 0$ e $\Delta u \neq 0$). Podemos continuar a obter o valor da NAIRU supondo que a aceleração da inflação é nula e admitindo que a variação da taxa de desemprego não é nula

$$-\alpha_1 \cdot u - \alpha_2 \cdot \Delta u - \gamma = 0 \Rightarrow u = \frac{\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2} \cdot u_{-1} + \frac{d - \gamma}{\alpha_1 + \alpha_2} \quad (13)$$

ou ainda,

$$u = \frac{\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2} \cdot u_{-1} + \frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2} \cdot u^* \quad (12''')$$

A taxa de desemprego vem agora dependente do que podemos designar o seu valor de equilíbrio (u^*) e de uma parcela que reflectirá a persistência no seu valor de inovações passadas. Essa persistência será tanto maior quanto $\alpha_2 / (\alpha_1 + \alpha_2)$ se aproximar da unidade¹¹.

6. Persistência e estacionaridade nas séries portuguesas do emprego¹²

O estudo da persistência de inovações sofridas pelas séries do desemprego é conduzido através da aceitação ou rejeição de raiz unitária nas séries da taxa de desemprego, desemprego e emprego. A nossa investigação da presença de raiz unitária baseia-se na utilização de alguns testes através dos quais procuramos obter uma informação conclusiva sobre a característica das séries em estudo. Assim faremos a seguinte sequência:

- (1) começamos com o teste generalizado e aumentado de Dickey e Fuller, que apresenta como hipótese nula a não estacionaridade;
- (2) utilizaremos o teste de KPSS¹³, que tem como hipótese nula a presença de estacionaridade; uma vez que o primeiro teste na vizinhança da raiz unitária pode dar-nos falsas informações sobre a aceitação da raiz unitária quando a série é afinal estacionária;
- (3) veremos os resultados de Cochrane¹⁴ sobre a persistência nos valores de uma série que resultam de uma inovação aí registada;
- (4) uma vez que uma série estacionária ao longo de uma tendência e que foi sujeita a uma ruptura pode levar-nos a concluir que a série tem raiz unitária, usaremos o teste de Perron de determinação endógena da ruptura para as séries anuais que, sem diferenciação, se apresentam como não estacionárias;
- (5) no caso de variáveis trimestrais usaremos a metodologia HEGY¹⁵.

11 Modesto e Neves (1993) basearam-se num modelo deste tipo para medirem aquele grau de persistência na economia portuguesa.

12 Por razões de economia de espaço não transcrevemos todos os testes. Os autores cederão com agrado a sua totalidade a quem o solicitar.

13 D. Kwiatkowski *et al.* (1992).

14 J. Campbell e G. Mankiw (1987) e J. Cochrane (1988). O procedimento utilizado foi escrito por Paco Goerlich.

15 De S. Hylleberg *et al.* (1990). Também de E. Ghysels *et al.* (1994). O procedimento que utilizámos foi feito por Sulimna Al-Turki e actualizado por Pedro Bação.



Nos resultados do teste ADF, a indicação ADF-t respeita ao normal teste t da metodologia de

Dickey e Fuller e que não é mais que $\frac{\hat{\rho} - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}}$; o teste ADF-Z refere-se por sua vez a $T \cdot (\hat{\rho} - 1)$

Começaremos por supor um processo com tendência, se o valor nulo do coeficiente da tendência não puder ser excluído então passaremos ao processo com constante e sem tendência. Se neste último caso o valor nulo da constante não puder ser excluído, passamos a um processo sem constante. Para tomarmos estas últimas decisões dispomos de um teste F à presença de raiz unitária e ausência de tendência, ou à presença de raiz unitária e ausência de constante. A equação de estimação destes testes ADF comporta valores desfasados suficientes para anular a hipótese de auto-correlação dos erros avaliada por um teste tipo LM ao nível de 5%. O desfasamento aqui tomado será usado no teste KPSS. Neste último caso tomaremos também a informação se devemos estudar um processo ao longo de tendência ou média constante. Este último teste será usado no sentido de confirmar os resultados do teste ADF.

No teste de Perron designaremos por M_1 a hipótese que pressupõe alteração da intersecção, M_2 o caso de se tratar de alteração na intersecção e inclinação e finalmente M_3 o caso de alteração da inclinação sem descontinuidade na curva de tendência.

As séries de emprego e desemprego serão estudadas em logaritmos. No caso da taxa de desemprego usamos os seus valores não transformados. Em geral vamos usar a seguinte convenção para os níveis de significância, onde “*” representa o seu valor: 5% < * < 10%; 1% < ** < 5%; e *** < 1%. No caso do teste KPSS que se destina ao estudo da rejeição da estacionaridade não faremos uso desta simbologia. Os valores mais característicos dessa estatística estão apresentados no Quadro 1.

Quadro 1

Nível crítico (tendência)	0,1	0,05	0,025	0,01
Valor da estatística	0,347	0,463	0,574	0,739
Nível crítico (s/tendência)	0,1	0,05	0,025	0,01
Valor da estatística	0,119	0,146	0,176	0,216

Consideramos razoável a exclusão da hipótese nula ao nível mínimo de 5%.

6.1 Estatísticas disponíveis do emprego e do desemprego

As séries longas do Banco de Portugal vão de 1953 a 1993. Com base no inquérito ao emprego, prolongámos a série até 1997. Para isso tivemos em conta os últimos valores da primeira série para homogeneizar os valores do inquérito. No entanto não devemos confiar muito nos valores assim obtidos porque o «acrescento» produz uma óbvia ruptura de tendência. Preferimos continuar a utilizar as séries originais do Banco de Portugal, isto é, de 1953 a 1993.

As actuais séries do emprego começaram a ser publicadas numa base semestral em 1974. Apenas no último semestre de 1983 passámos a dispor de valores trimestrais. Assim, podemos dispor de uma série semestral de 1974:1 até ao presente. Os valores semestrais após o segundo semestre de 1983 são as médias dos valores trimestrais.

Os valores semestrais disponíveis de 1974 a 1983 levaram-nos a fazer recuar a série trimestral posterior ao terceiro trimestre de 1983. Tomámos os valores semestrais como médias dos valores trimestrais, para cada semestre, e impusemos a sazonalidade que se verificou da segunda metade de 1983 ao final de 1998 naquele período inicial.

A série de valores mensais da taxa de desemprego estandardizada é publicada nas estatísticas da OCDE como PRTSUR. Esta série começa em 1983:1 e está corrigida da sazonalidade.

Em suma, dispomos de uma série de valores anuais de 1953 a 1993; de uma série semestral de 1974 ao final de 1998; de uma outra, trimestral, de 1974 ao final de 1998; e finalmente de uma série de valores mensais desde 1983.

6.2 Análise da presença de raiz unitária na série anual (1953-1993)

Os resultados com o teste ADF para a taxa de desemprego para, o período 1953-1993, constam do Quadro 2.

Quadro 2

Variável	L	OBS	ADF-T	ADF-Z
u	1	s/C	-1,23	-3,78

Na segunda coluna temos o número dos desfasamentos, na terceira a indicação que o modelo final não comporta nem tendência nem constante. Mesmo ao nível de significância de 10% não podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária nesta série.

No Quadro 3, temos os resultados do teste à exclusão da estacionaridade KPSS para um desfasamento e à volta de uma média.

Quadro 3

KPSS	S/Tend	L=1
U	μ	1,447

Se pelos resultados acima não podíamos excluir a presença de raiz unitária, agora, pelo teste KPSS, podemos excluir a estacionaridade.

Uma vez que não podemos excluir a presença de uma raiz unitária devemos aplicar o teste de Perron¹⁶. No Quadro 4, TB representa o último período antes do surgimento do choque na série.

Quadro 4

U	TB	T($\alpha=1$)
M_1	1974	-4,47
M_2	1966	-3,02
M_3	1991	-3,04

O ano da ruptura na série depende dos tipos de ruptura que supusemos. No entanto a conclusão é clara, uma vez que nunca podemos excluir a hipótese de raiz unitária.

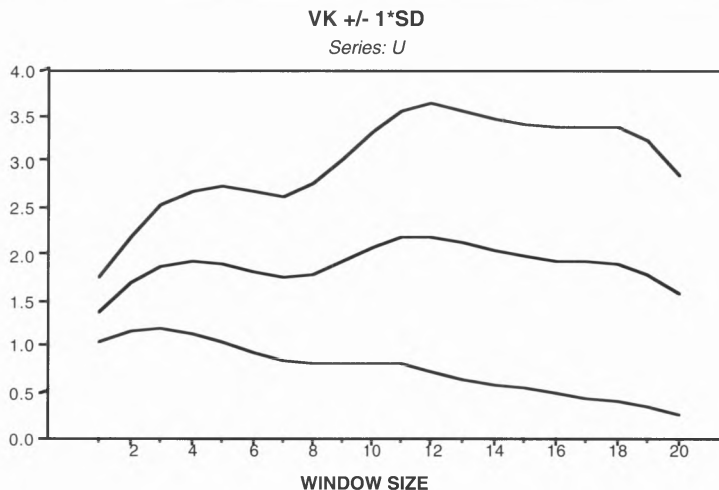
Também o coeficiente de persistência de Cochrane, na Figura 1 e 2, nos dá a ideia da importância dos efeitos permanentes¹⁷, à medida que o tempo passa, de uma inovação na própria série.

¹⁶ Pierre Perron (1997).

¹⁷ O valor de $J(s)$ é aqui identificado por $V(k)$. Hénin e Jobert (1993) comparam resultados para diferentes economias.

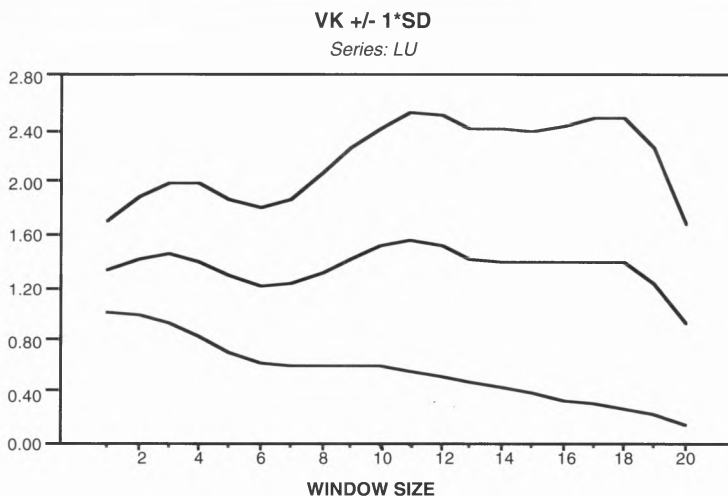


Figura 1



O valor correspondente à observação 20 ainda é de 1,56.

Figura 2



Neste caso, para a observação 19 o valor ainda é superior à unidade. Apenas para 20 desce ligeiramente abaixo da unidade (0,91).

Julgamos não ser difícil de admitir que as inovações estão longe de se eliminarem em tempo razoável. Apenas depois de dezoito observações revelam tendência à queda.

Passamos de seguida a apresentar os testes aplicados aos logaritmos do desemprego (DES), do emprego total (EMP) e do emprego por conta de outrem (EMPPCO). Os valores constam dos Quadros 5 e 6.

**Quadro 5**

<i>Variável</i>	<i>L</i>	<i>OBS</i>	<i>ADF-T</i>	<i>ADF-Z</i>
DES	1	s/C	-1,12	-3,27
EMP	1	c/T	-4,01**	-36,88***
EMPPCO	1	c/T	-4,65***	-57,11***

Quadro 6

<i>KPSS</i>	<i>C/ e S/ Tend</i>	<i>L=1</i>
DES	μ	1,56
EMP	τ	0,089
EMPPCO	τ	0,095

Os resultados parecem-nos esclarecedores. No caso do desemprego os testes não excluem a raiz unitária e excluem a estacionaridade. No caso do emprego e do emprego por conta de outrem constatamos a exclusão da raiz unitária à volta de uma tendência e a não exclusão da estacionaridade.

Os testes de Perron, para rupturas na série, conduzem-nos por sua vez aos resultados indicados no Quadro 7 para o volume do desemprego.

Quadro 7

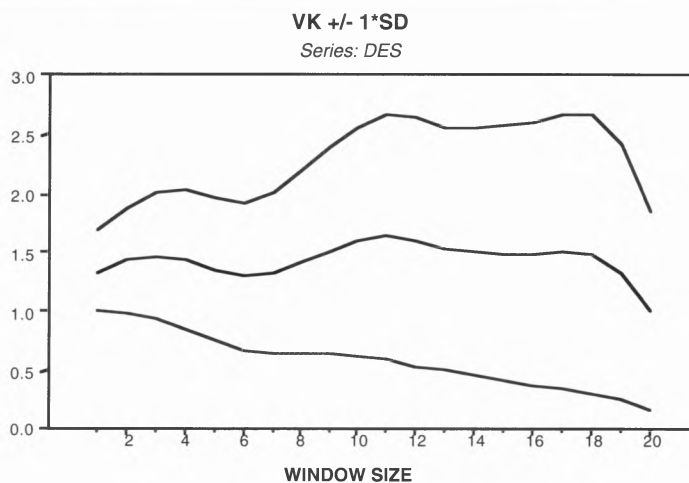
<i>DES</i>	<i>TB</i>	<i>T($\alpha=1$)</i>
M_1	1973	-4,67
M_2	1973	-4,46
M_3	1969	-3,04

Agora apenas obtemos duas datas diferentes para a ruptura estrutural na série estudada (logaritmo do desemprego). Mas mais uma vez parece confirmada a ideia de uma raiz unitária nesta variável.

Estes resultados podem também ser confirmados na análise do coeficiente de persistência $V(k)$, nas Figuras 3, 4 e 5.

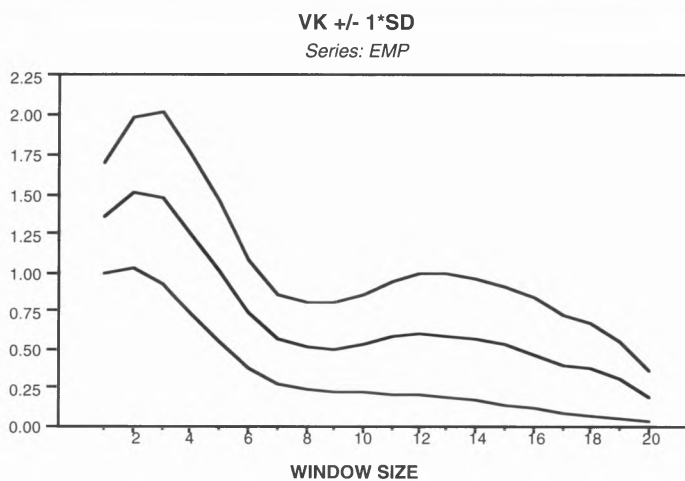


Figura 3



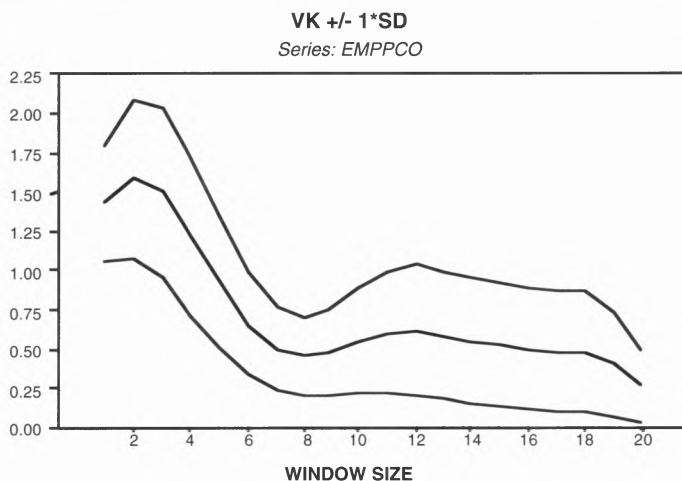
Na observação k=20 o valor ainda é de 1,00257.

Figura 4



O valor registado na observação k=20 é de 0,189.

Figura 5



O valor da última observação continua a ser reduzido, 0,269.

A queda para valores reduzidos destas duas últimas séries é, pois flagrante. Assim a sua fraca memória é uma sua característica. O contrário se passa para os valores do desemprego, a memória é longa e evolui muito lentamente.

Em suma, seja a taxa de desemprego, seja o desemprego, não constituem variáveis estacionárias. O mesmo não se passa com os valores (em logaritmos) do emprego e do emprego por conta de outrem, que são claramente variáveis estacionárias.

Em face destes resultados fizemos as diferenças simples daquelas variáveis. Os resultados dos testes ADF e KPSS são descritos nos Quadros 8 e 9.

Quadro 8

Variável	L	OBS	ADF-T	ADF-Z
Δu	0	s/C	-3,84***	-23,00***
ΔDES	0	s/C	-4,46***	-26,76***

Quadro 9

KPSS	S/ Tend	L=0
Δu	μ	0,154
ΔDES	μ	0,112

Não restam agora dúvidas sobre a estacionaridade daquelas variáveis depois de feita a transformação referida. Em todos os casos do teste ADF o nível de significância cai em valores inferiores a 1% e no caso KPSS em valores superiores a 10%.

Vejamos agora os resultados obtidos para $V(k)$ para estas variáveis transformadas (Figuras 6 e 7).



Figura 6

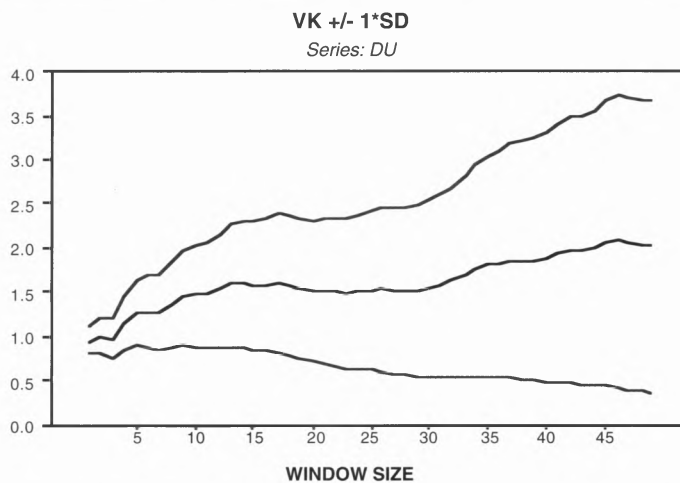
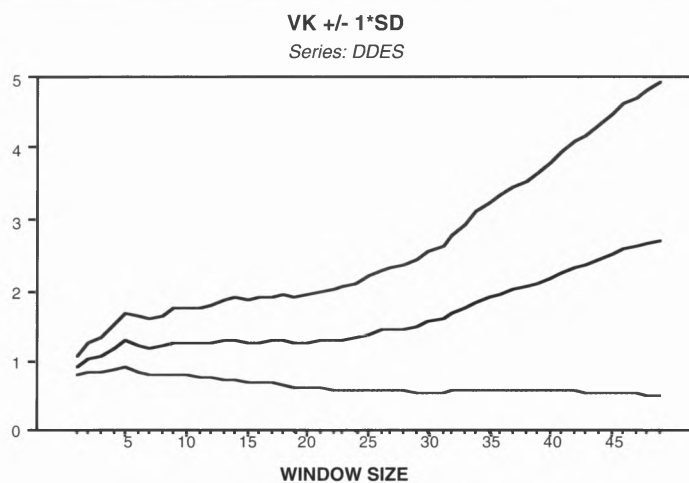


Figura 7



Os valores registados na observação 20 são agora 0,182 e 0,156, reflectindo o facto de estarmos perante variáveis estacionárias.

6.3 Análise da presença de raiz unitária na séries semestral e trimestral (1974-1998)

Como já dissemos acima dispomos de uma série de desemprego semestral a partir de 1974, de uma série trimestral não transformada do desemprego a partir de 1983:2 e de uma série por nós obtida, fazendo recuar esta última a 1974:1. Se atendermos aos resultados de Hakkio e Rush¹⁸ é

¹⁸ Craig Hakkio e Mark Rush, (1990).

preferível em análise económica basearmos o nosso estudo numa série que envolva maior número de anos que numa outra com menor número de anos, ainda que tenha um número superior de observações. O que nos leva a insistir na análise semestral e mais em baixo na análise anual com dados de cada um dos semestres.

O Quadro 10 resume o essencial do teste ADF para os valores semestrais das nossas variáveis, incluindo as que foram obtidas por diferenças não sazonais e sazonais. Estas últimas são reconhecidas devido à presença do sobre-índice 's'.

Quadro 10

Variável	L	OBS	ADF-T	ADF-Z
u	0	c/T	-2,98	-6,56
$\Delta^s u$	2	s/C	-2,28**	-10,68**
Δu	0	s/C	-4,71***	-30,23***
DES	0	c/T	-6,43***	-12,04
$\Delta^s DES$	2	s/C	-3,65***	-16,39***
ΔDES	1	s/C	-4,26***	-18,97***
EMP	0	c/T	-2,22	-9,99
$\Delta^s EMP$	2	s/C	-2,42**	-14,07***
ΔEMP	0	s/C	-7,00***	-47,24***

Os valores do teste KPSS para as variáveis de possível raiz unitária excluem a estacionaridade, como podemos ver no Quadro 11.

Quadro 11

KPSS	C/ Tend	I=0
u	τ	0,664
DES	τ	0,616
EMP	τ	0,4

Parece-nos claro que as variáveis em níveis não deverão ser tomadas como estacionárias e que pelo contrário as variáveis em diferenças semestrais e anuais poderão ser consideradas estacionárias. As variáveis u, DES e EMP apresentam raiz unitária não sazonal.

Em favor desta ideia encontramos também a evolução do coeficiente de persistência $V(k)$ em face de uma inovação na série. A única série que pela evolução dos efeitos de uma inovação poderia levar-nos a reter a hipótese de estacionaridade é a do emprego. No entanto os testes ADF são bastante claros na sua rejeição.

Atendendo a uma sugestão de Maddala e Kim (1998: 365) fomos também estudar duas séries de valores anuais que representam respectivamente o valor da taxa de desemprego no primeiro semestre, u_{-1} , e no segundo semestre, u_{-2} . Os testes ADF e KPSS são descritos nos Quadros 12 e 13.

Quadro 12

Variável	L	OBS	ADF-T	ADF-Z
u_{-1}	0	c/T	-2,81	-6,26
u_{-2}	0	c/T	-3,24*	-8,08

**Quadro 13**

KPSS	C/ Tend	I=0
u_1	τ	0,366
u_2	τ	0,303

Como vemos mais uma vez rejeitamos a estacionaridade daquelas séries em favor da presença de uma raiz unitária, agora sazonal.

Passemos à análise das séries trimestrais do desemprego. Devido ao facto de termos feito recuar as séries de 1983:3 a 1974:1 faremos o estudo a dois períodos diferentes: de 1974:1 a 1998:4 e de 1983:3 a 1998:4. Vamos utilizar o teste HEGY, com os níveis críticos das estatísticas obtidos a partir de 100 simulações. Este teste envolve as seguintes opções que se referem à inclusão de certas variáveis: 'I, SD e Tr', intersecção, variáveis mudas sazonais e tendência; 'I, Tr', intersecção e tendência; 'I, SD', intersecção e variáveis mudas sazonais; 'I', intersecção; e 'none', nenhuma variável adicional. Para a série da taxa de desemprego, usando um e três desfaseamentos para correcção da auto-correlação, os resultados encontram-se nos Quadros 14 e 15.

Quadro 14

83:3-98:4	PI1	PI2	PI3	PI4	F34	F234	F1234
None	-1,369	-2,472	-2,199	-0,758	2,692	3,654	4,068
CV5%,100	-1,97	-1,92	-1,90	-2,01*2,00	3,12	2,76	2,55
I only	-2,212	-3,663	-2,428	-1,079	3,530	7,417	7,267
CV5%,100	-2,88	-1,95	-1,90	-1,99*1,97	3,08	2,74	3,37
I,SD	-2,028	-3,528	-3,546	-2,157	8,506	11,210	10,301
CV5%,100	-2,95	-2,94	-3,44	-2,32*2,29	6,57	6,05	5,74
I,Tr	-2,204	-2,595	-3,603	-1,394	7,406	6,931	7,101
CV5%,100	-3,47	-1,94	-1,89	-1,97*1,98	2,98	2,76	4,26
I,SD,Tr	-2,204	-2,595	-3,603	-1,394	7,406	6,931	7,101
CV5%,100	-3,53	-2,94	-3,48	-2,32*2,28	6,60	5,99	6,47

Quadro 15

74:1-98:4	PI1	PI2	PI3	PI4	F34	F234	F1234	F1234
None	-0,659	-3,880	-1,850	-2,133		3,972	8,493	6,514
CV5%,100	-1,97	-1,92	-1,90	-2,01*2,00	3,12	2,76	2,55	
I only	-1,532	-3,786	-1,886	-2,125		4,024	8,280	7,062
CV5%,100	-2,88	-1,95	-1,90	-1,99*1,97	3,08	2,74	3,37	
I,SD	-1,460	-4,085	-2,985	-3,504	10,557	15,768	12,812	
CV5%,100	-2,95	-2,94	-3,44	-2,32*2,29	6,57	6,05	5,74	
I,Tr	-2,009	-3,761	-1,910	-1,996		3,803	8,056	7,494
CV5%,100	-3,47	-1,94	-1,89	-1,97*1,98	2,98	2,76	4,26	
I,SD,Tr	-1,885	-4,067	-2,981	-3,324		9,914	15,204	13,078
CV5%,100	-3,53	-2,94	-3,48	-2,32*2,28	6,60	5,99	6,47	

Para ambos os períodos estamos perante a existência de uma raiz unitária não sazonal. As séries do emprego e do desemprego, para aqueles dois períodos, apresentam precisamente a mesma característica: raiz unitária não sazonal. Em baixo apresentamos os valores, apenas, para o período mais alargado dos testes ADF aplicados às variações não sazonais.



Quadro 16

Variável	L	OBS	ADF-T	ADF-Z
Δu	0	s/C	-10,37**	-103,08***
ΔDES	0	s/C	-5,93***	-56,29***
ΔEMP	0	s/C	-11,48***	-112,73***

Como podemos confirmar as séries são estacionárias à volta da origem.

A representação do valor da persistência a uma inovação reflecte essa diferente característica daquelas séries. Os valores resultantes de uma inovação nas séries dos acréscimos simples (variações não sazonais) tendem a eliminar-se mais ou menos rapidamente, o que está longe de acontecer nas séries originais, sobretudo na taxa de desemprego e no volume de desemprego, que representamos nas Figuras 8 a 11.

Figura 8

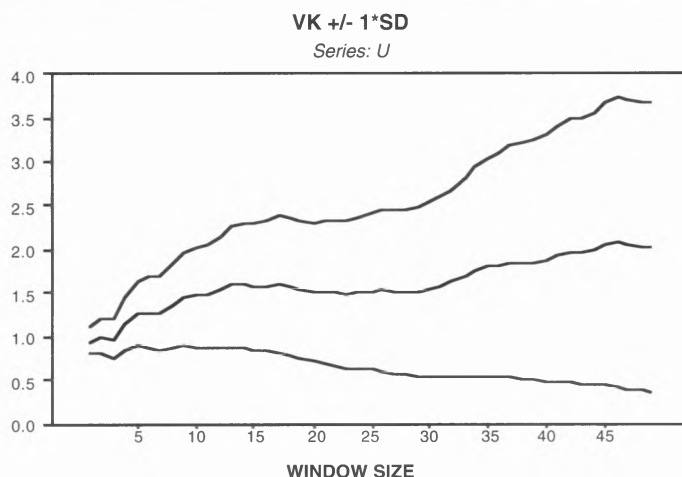




Figura 9

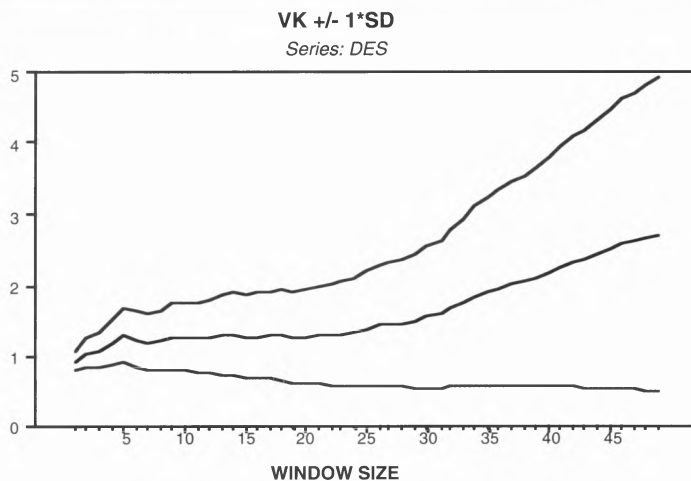


Figura 10

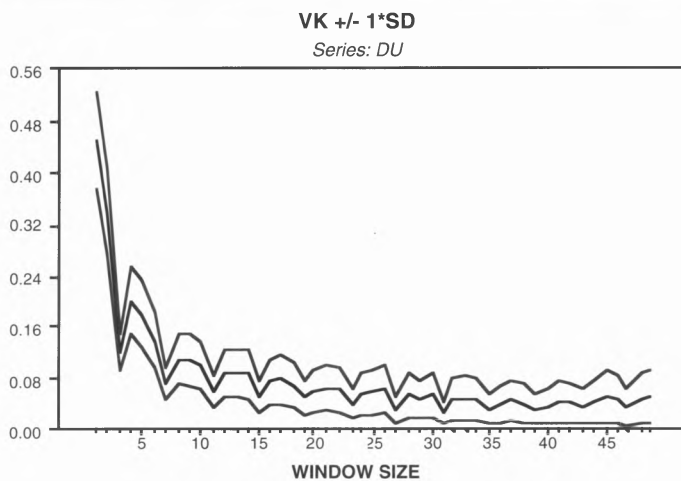
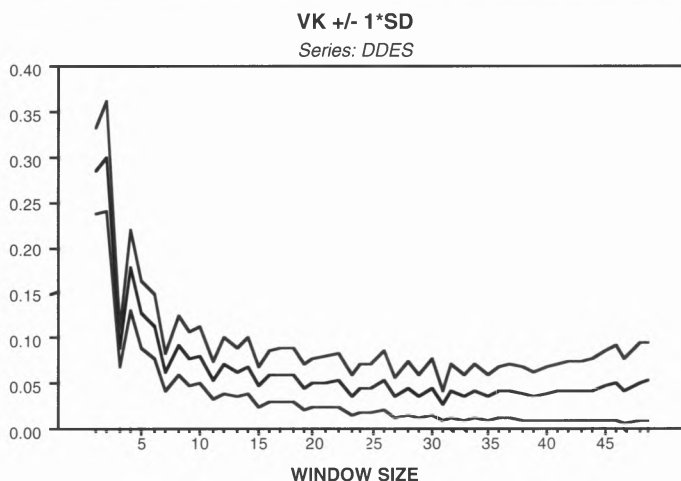


Figura 11



A rejeição de estacionaridade às variáveis não diferenciadas poderá, no entanto, significar, como já insistimos atrás, a presença de alguma ruptura nas séries. Como estamos perante valores trimestrais procurámos fazer a correcção da sazonalidade das séries, obtendo séries des-sazonalizadas. Para isso usámos o módulo X12-Arima que acompanha o programa GiveWin (versão 1.2). Obtivemos os valores do desemprego e do emprego e, a partir destes, calculámos os valores da taxa de desemprego. Os testes ADF, e KPSS aplicados às novas variáveis (Quadro 17 e 18) confirmam o que foi dito atrás.

Quadro 17

Variável	L	OBS	ADF-T	ADF-Z
SAU	0	c/T	-2,84	-6,05
SADES	0	c/T	-2,56	-5,87
SAEMP	0	c/T	-1,98	-8,89

Quadro 18

KPSS	C/ Tend	I=0
SAU	τ	1,325
SADES	τ	1,427
SAEMP	τ	0,681

Também o teste de alteração estrutural de Perron não contradiz a nossa conclusão de estarmos perante variáveis com raiz unitária (não sazonal), como podemos ver no Quadro 19.

**Quadro 19**

	TB	T($\alpha=1$)
SAU		
M_1	1985:3	-3,76
M_2	1982:1	-4,34
M_3	1981:1	-3,44
SADES		
M_1	1985:3	-3,53
M_2	1982:2	-4,73
M_3	1981:1	-3,12
SAEMP		
M_1	1994:4	-4,09
M_2	1994:4	-3,72
M_3	1988:3	-2,53

Estes resultados, aplicados a séries corrigidas¹⁹, confirmam afinal os resultados anteriores.

6.4 Análise da presença de raiz unitária na série de valores mensais corrigidos da sazonalidade (1983-1998)

A série dos valores mensais da taxa de desemprego estandardizada começa em Janeiro de 1983. Uma vez que está corrigida da sazonalidade aplicaremos os testes normais às séries de raiz unitária não sazonal.

Como podemos constatar no Quadro 20, a variável nos seus níveis apresenta uma raiz unitária e em diferenças é claramente estacionária.

Quadro 20

Variável	L	OBS	ADF-T	ADF-Z
SUR	1	S/T	-1,07	-0,5
Δ SUR	0	S/T	-9,02***	-113,69***

O teste KPSS confirma exactamente a característica de raiz unitária da taxa de desemprego estandardizada (Quadro 21).

Quadro 21

KPSS	S/ Tend	L=1
SUR	μ	2,795

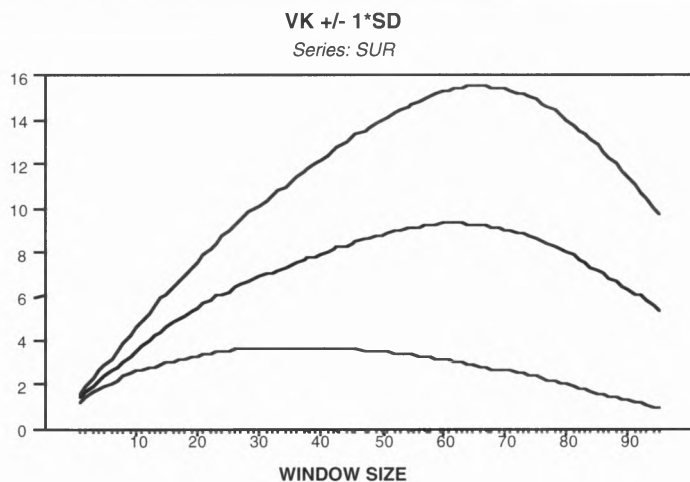
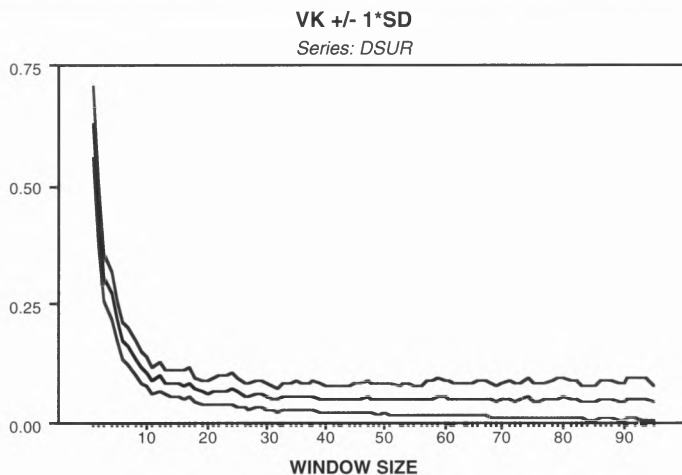
A possibilidade de existência de ruptura na série que possa gerar a presença de raiz unitária fez-nos aplicar o teste de Perron, que conduziu aos resultados do Quadro 22.

Quadro 22

SUR	TB	T($\alpha=1$)
M_1	1992:7	-4,09
M_2	1985:12	-3,57
M_3	1986:11	-3,21

¹⁹ Como sabemos é preferível na análise das raízes unitárias estudarmos séries com valores efectivos do que séries corrigidas da sazonalidade.

Como vemos em nenhum destes casos assistimos à possibilidade de estarmos perante uma série estacionária sujeita a uma qualquer ruptura no seu passado. Também os gráficos com os valores de persistência $V(k)$ (Figuras 12 e 13) são extremamente elucidativos acerca da natureza das séries.

**Figura 12****Figura 13**

Acabamos por mais uma vez chegar à conclusão que a série da taxa de desemprego apresenta uma indiscutível raiz unitária. O que significa que os choques que venha a sofrer se fazem sentir



de forma permanente nos seus valores. Esta situação já não caracteriza as suas diferenças não sazonais que, por isso, serão um melhor indicador da conjuntura, uma vez que qualquer que seja o choque que venha a sofrer ele acabará por se anular com o tempo.

7. Conclusão

O estudo da presença de histerese na taxa de desemprego apresenta bastante interesse, na medida em que levou a encarar o fenómeno europeu de desemprego de forma diferente do norte-americano. A sua presença obriga a reformular a fórmula convencional da curva de Phillips e tem importantes consequências sobre a utilidade de um conceito com a NAIRU, enquanto valor de equilíbrio da taxa de desemprego.

Procurámos apresentar os conceitos de histerese aplicados à taxa de desemprego e relacioná-los com o conceito de taxa de desemprego de equilíbrio. Depois de apresentados os conceitos de histerese, expusemos a sua fundamentação microeconómica, no seguimento de Blanchard e Summers, e tentámos esclarecer as suas implicações na análise macroeconómica da taxa de desemprego. As consequências da presença de histerese sobre a curva de Phillips também foram consideradas.

Depois da apresentação analítica do fenómeno, ensaiámos a sua aplicação às séries, disponíveis para a economia portuguesa, de emprego e de desemprego, embora com especial insistência nas séries da taxa de desemprego. Aplicámos os convencionais testes de raiz unitária ADF, KPSS, de Cochrane, HEGY e de Perron. As séries disponíveis apresentam periodicidade mensal, trimestral, semestral e anual. A presença de histerese, no sentido forte, na economia portuguesa, é provada para as diferentes estatísticas disponíveis. Como foi esclarecido, esta conclusão tem implicações importantes ao nível da análise do desemprego e assim sobre o conceito de taxa natural de desemprego e ainda da curva de Phillips²⁰.

É interessante constatar que os nossos responsáveis políticos tomam os valores da nossa taxa de desemprego como um *ex libris* da economia portuguesa. O desemprego em Portugal, não sendo comparável ao dos restantes países europeus²¹, será explicado de forma diferente. Relatórios económicos independentes (Banco de Portugal, 1998: 94; C.E.S., 1997 e Ministério das Finanças, 1998) fortalecem esta opinião, fazendo uso de relações de Okun baseadas na rejeição de raiz unitária na taxa de desemprego. Não deixa de ser estranha esta insistência.

20 E ainda da relação de Okun para a economia portuguesa.

21 À excepção do caso especial do Luxemburgo.

Referências Bibliográficas



- Amable, Bruno *et al.* (1995) Hysteresis revisited: a methodological approach, in Cross, Rod (ed.) *The Natural Rate of Unemployment. Reflections on the 25 years of the Hypothesis*, Cambridge, Cambridge University Press, 153-180.
- Artus, Patrick; Muet, Pierre-Alain (1995) *Théories du Chômage*, Economica, Paris.
- Banco de Portugal (1998) *Relatório do Conselho de Administração*, Gerência de 1997, Lisboa, Banco de Portugal.
- Bean, Charles (1994) European Unemployment: a survey, *Journal of Economic Literature*, June, 573-619.
- Blanchard, Olivier; Summers, Lawrence (1987) Hysteresis Unemployment, *European Economic Review*, 31, 288-295.
- Blanchard, Olivier; Katz, Lawrence F. (1997) What we know and we do not know about the natural rate of unemployment, *The Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, 51-72.
- Blanchard, Olivier; Portugal, Pedro (1998) What Hides behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S Unemployment, NBER WP Series, WP 6636.
- Blanchard, Olivier; Katz, Lawrence F. (1999) Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence, *The American Economic Review*, 89, 69-74.
- Campbell, J.; Mankiw, G. (1987) Are Fluctuations Transitory, *Quarterly Journal of Economics*, 102, 4, 857-80.
- C.E.S. (1997) *Problemas Actuais da Política Portuguesa: Crescimento, Desemprego, Participação na União Europeia*, Lisboa, Conselho Económico e Social.
- Cochrane, J. (1988) How Big is the Random Walk in GNP?, *Journal of Political Economy*, 96, 5, 893-920.
- Cross, Rod (1995) Is the natural rate hypothesis consistent with hysteresis, in Cross, Rod (ed.) *The natural rate of unemployment. Reflections on the 25 years of the Hypothesis*, Cambridge, Cambridge University Press, 181-200.
- Cross, Rod (1998) Hysteresis and unemployment: a preliminary investigation, Working Paper (40p).
- Friedman, Milton (1968) The role of monetary policy, *American Economic Review*, 58, April, 1-21.
- Ghysels, E. *et al.* (1994) Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series, *Journal of Econometrics*, 62, 415-42.
- Hakkio, Craig; Rush, Mark (1990) *Cointegration: how short is the long run?*, RWP, 90-08, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Hénin, Pierre-Yves; Jobert, Thomas (1993) Caractérisation et Mesure, in Henin, Pierre-Yves (ed.) *La Persistance du Chômage*, Paris, Economica, 49-78.
- Hylleberg, S. *et al.* (1990) Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 44, 215-38.
- Kwiatkowski, D. *et al.* (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-78.
- Layard, R. *et al.* (1991) *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*, Oxford, Oxford University Press.
- Lindbeck, A. (1992) Macroeconomic Theory and the Labour Markets, *European Economic Review*, 36, 2-3, 209-35.



Maddala, G. S.; Kim, In-Moo (1998) *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge, Cambridge University Press, 1998.

Séries Longas para a Economia Portuguesa: pós II Guerra Mundial (1997) Volume I — Séries Estatísticas, Maximiliano Pinheiro (org.), Lisboa, Banco de Portugal.

Ministério das Finanças (1998) *O Impacto do Euro na Economia Portuguesa*, Lisboa, Ministério Finanças.

Modesto, Leonor; Neves, João César das (1993) Hysteresis and Sluggishness in Portuguese Unemployment, 1977-88, *International Review of Applied Economics*, 7, 2, 197-207.

Nickell, Stephen (1997) Unemployment and Labour Market Rigidities: Europe versus North America, *The Journal of Economic Perspectives*, 11, 3, 55-74.

OCDE (1994) *The OECD Jobs Study*, Paris, OECD.

Perron, Pierre (1997) Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80, 355-85.

Phelps, Edmund (1967) Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time, *Economica*, 34, 3, 254-81.

Phelps, Edmund (1968) Money wage dynamics and labor market equilibrium, *Journal of Political Economy*, 76, August, 678-711.

Phelps, Edmund (1994) *Structural slumps: the modern equilibrium theory of unemployment, interest and assets*, Cambridge Mass., Harvard University Press.

Phelps, Edmund (1995) The origins and further development of the natural rate of unemployment, in Rod Cross (ed.) *The Natural Rate of Unemployment. Reflections on the 25 years of the Hypothesis*, Cambridge, Cambridge University Press, 15-31.

Stiglitz, Joseph (1997) Reflections on the natural rate hypothesis, *The Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, 3-10.