

**Um Estudo da Flexibilidade dos Salários:
o caso espanhol e português**

Adelaide Duarte
FEUC
maduarte@sonata.fe.uc.pt

João Sousa Andrade
FEUC
jasa@sonata.fe.uc.pt

Conferência: a Moeda Única na Reivenção da Europa
F.E.U.C., 9-10 de Janeiro de 1998

Introdução

O estudo sobre a flexibilidade do salário nominal em economias como a espanhola e a portuguesa é do máximo interesse porque permitir-nos-á questionar sobre as políticas económicas eficazes no controlo dos custos salariais. Permitir-nos-á ainda tirar uma série de ilações acerca de possíveis custos que estes países suportarão com a entrada em vigor do euro, visto que, em princípio, ficarão privados de um instrumento de política: a taxa de câmbio em relação aos países da zona euro.

Na primeira parte do artigo expõe-se um conjunto de relações de um modelo que hoje em dia é já um modelo canónico de macroeconomia aberta¹. É um modelo que generaliza o modelo de Mundell-Fleming. É sabido que neste modelo o impacto das políticas depende do regime de câmbios e da sensibilidade dos movimentos de capitais à taxa de juro, mas os preços são fixos. Supõe-se agora que os preços são flexíveis, a hipótese de indexação dos salários nominais ao preço do consumo (pc) é introduzida. Esta última característica tem também uma grande importância sobre o impacto das políticas. Assim, na hipótese de indexação total do salário nominal ao preço do consumo (rigidez do salário real), reencontramos o modelo monetarista segundo o qual a política monetária não provoca efeitos permanentes sobre as variáveis reais.

No quadro de análise do modelo com indexação parcial dos salários, o impacto macroeconómico de uma desvalorização poderá ser analisado, os efeitos directos e induzidos e nomeadamente o efeito das variações da taxa de câmbio sobre o salário nominal².

A ideia para a realização deste estudo surgiu inicialmente como resultado das conclusões a que Canzoneri, Vallés e Viñals chegaram quanto à utilização da taxa de

¹ Seguimos o modelo de Muet. Pierre-Alain Muet, *Théories et Modèles de la Macroeconomie*, Tome I, Economica, Paris, 4ème ed., 1992, Cap. 6 e 7.

² Considera-se como é usual neste tipo de modelos que a taxa de câmbio do escudo está cotada ao certo.

câmbio como instrumento de política³. Estes autores procuraram chamar a atenção para a não utilização da taxa de câmbio com instrumento de política. Também os resultados de Marques⁴ nos incentivaram a fazer este estudo. Para este autor os salários são basicamente determinados pela evolução dos preços e pela situação no mercado de trabalho. Concluindo ainda que não existirão ganhos permanentes de competitividade que pudessem resultar da desvalorização do escudo.

I.

Recordemos a condição de Marshall-Lerner-Robinson. Uma desvalorização, através da deterioração dos termos de troca provoca dois efeitos sobre o saldo da balança comercial (BC), um efeito positivo sobre a BC em volume e um efeito negativo ou efeito preço sobre a BC em valor. Se o primeiro efeito for superior ao segundo e se considerarmos que a BC é nulo na situação inicial, então a desvalorização tem um efeito positivo sobre a BC. Aquela condição foi deduzida nos anos trinta e é relativa às elasticidades competitividade preço do comércio externo. A soma das elasticidades competitividade preço das importações e das exportações deverá ser superior à unidade.

$$1) \quad \varepsilon_x + \varepsilon_m > 1$$

Apenas são considerados os efeitos directos da desvalorização, i.é., efeitos da desvalorização sobre a BC em volume e a deterioração dos termos de troca. Esta condição foi deduzida na suposição que as equações de preços do comércio externo traduzem a hipótese que o preço das importações (exportações) é determinado no mercado externo (interno).

³ M. Canzoneri, J. Vallés e J. Viñals, "Do Exchange Rates Move to Address International Macroeconomic Imbalances", *The Monetary Transmission Mechanism and Financial Integration*, International Conference, Lisbon, November, 1996.

⁴ C. R. Marques, "Evolução Cambial, Inflação e Salários", BET, Vol. 1, 2, Banco de Portugal, 1995, pp. 25-34.

A condição de Marshall-Lerner-Robinson pode ser generalizada se supusermos que o preço das importações (exportações) depende do preço interno e do preço externo. As equações procura do comércio externo são as seguintes ⁵:

$$2) \quad E_x = (Q_e)^{\alpha_x} \left(\frac{ep}{p_e} \right)^{-\varepsilon_x(1-a_x)}$$

$$3) \quad I_m = Q^{\alpha_m} \left(\frac{ep}{p_e} \right)^{+\varepsilon_x a_m}$$

A condição de Marshall-Lerner- Robinson generalizada é a seguinte:

$$4) \quad dBC > 0 \Rightarrow \varepsilon_b - \varepsilon_p > 0$$

Uma desvalorização tem um impacto positivo sobre a BC, abstracção feita dos efeitos induzidos, se o efeito competitividade for superior ao efeito preço. As expressões são as seguintes:

$$5) \quad \varepsilon_b = \varepsilon_x(1-a_x)E_x + \varepsilon_m a_m I_m ; \quad \varepsilon_p = I_m(a_m - a_x)$$

O estudo do impacto macroeconómico da desvalorização supõe que tomemos em linha de conta não só os efeitos directos mas também os efeitos induzidos da desvalorização. O efeito volume que consiste no aumento das importações devido ao aumento do PIB real induzido pelos ganhos de competitividade; este efeito age negativamente sobre a BC em volume e o efeito inflação induzida que não é senão o efeito da inflação importada sobre o preço da produção.

⁵ Em que E_x designa o volume das exportações, I_m o volume das importações, Q_e o rendimento real estrangeiro; Q o rendimento real nacional; α_x a elasticidade rendimento estrangeiro das exportações; α_m elasticidade rendimento nacional das importações; a_x a elasticidade do preço das exportações ao preço estrangeiro corrigido pelo câmbio; a_m a elasticidade do preço das importações ao preço estrangeiro corrigido pelo câmbio; (ep/p_e) é a taxa de câmbio real.

Assim, numa economia aberta, a inflação dependerá não só de factores internos como de factores externos. A inflação importada tem a sua origem quer na subida do preço das matérias-primas e auxiliares quer na subida do preço dos bens de consumo importados. Vamos abstrair o primeiro caso, igualmente importante e que permite explicar o fenómeno da estaglação e vamos analisar apenas o segundo caso.

A subida do preço dos bens de consumo importados repercute-se positivamente sobre o preço do consumo e sobre o salário nominal via indexação do salário ao preço do consumo. A repercussão da inflação importada sobre o preço da produção será feita via os custos salariais que são um elemento daquele preço e constitui um efeito induzido negativo sobre a BC. Por seu turno, a subida do preço dos bens de consumo importados repercute-se negativamente sobre o consumo o que constitui um efeito induzido positivo sobre a BC.

O salário nominal vai depender também das condições do mercado de trabalho.

Analisemos de forma sucinta as relações que nos permitem deduzir a função oferta macroeconómica e que sintetiza os mecanismos atrás descritos:

$$6) \quad \overset{0}{p} = \overset{0}{w} - \left(\overset{0}{Q} - \overset{0}{N} \right)$$

$$7) \quad \overset{0}{p}_c = \mu \overset{0}{p} + (1 - \mu)(\overset{0}{p}_e - \overset{0}{e})$$

$$8) \quad \overset{0}{w} = \lambda \overset{0}{p}_c + \varnothing(Q^{\text{gap}})$$

O preço da produção é determinado por uma relação tipo mark-up (eq. 6); o preço do consumo depende positivamente do preço da produção e do preço dos bens de consumo importados; finalmente a eq. 8) define uma relação de Phillips, o salário nominal depende de forma positiva do preço do consumo e de forma negativa do gap do produto. As relações estão definidas para as taxas de crescimento das variáveis. A função de oferta pode ser representada da seguinte forma:

$$9) \quad p = p(Q, \frac{p_e}{e}, h)$$

O argumento h designa as condições técnicas de produção. Tomemos h como um parâmetro. O preço da produção encontra-se numa relação positiva com o PIB real e com a inflação importada. Se diferenciarmos a função obtemos:

$$10) \quad dp = \frac{1}{\varepsilon_q} dQ + \rho(dp_e - de) \text{ com } 0 < \rho \leq 1 \text{ } ^6 \text{ } ^7 \text{ } ^8$$

Escreva-se agora o a expressão do diferencial da BC:

$$11) \quad dBC = -mdQ - (\varepsilon_b - \varepsilon_p)(dp + de - dp_e)$$

Suponhamos que a condição de Marshall-Lerner-Robinson se verifica ($\varepsilon_b - \varepsilon_p > 0$), em que condições é que dBC é positivo?

$$12) \quad dBC > 0 \Rightarrow mdQ < -(e_b - e_p)(dp + de - dp_e)$$

Consideremos que $dp_e = 0$, para que uma desvalorização tenha um impacto positivo sobre a BC, tendo em conta os efeitos induzidos, é necessário que o efeito negativo sobre a BC em volume decorrente da retoma e que foi induzida pelo efeito de competitividade não compensa os efeitos positivos sobre a BC devidos ao aumento da competitividade efectiva⁹ (já corrigida pela inflação induzida).

A indexação parcial ($\rho < 1$) torna-se assim uma condição necessária para que a desvalorização tenha um impacto positivo sobre a BC. Senão vejamos, suponhamos a hipótese contrária de indexação total ($\rho = 1$), a inflação induzida pela desvalorização é

⁶ sendo ρ o coeficiente de indexação à inflação importada

⁷ $\rho = \frac{\lambda(1-\mu)}{1-\lambda\mu}$

⁸ considera-se que os valores dos preços e da taxa de câmbio no ano base são iguais à unidade.

⁹ $dp + de$

igual a (-de). A competitividade efectiva não se alterou ($dp+de=0$). Substitua-se na eq. 12) e virá:

$$13) \quad dBC = -mdQ - (\varepsilon_b - \varepsilon_p)(0); \quad dBC < 0$$

Neste caso a inflação importada repercute-se integralmente sobre o preço da produção o que tem como consequência a anulação dos ganhos de competitividade. Quando é que se verifica este caso? Quando a indexação dos salários nominais ao preço do consumo é total ($\lambda=1$). A condição anterior poderá ser rescrita. Para que o impacto macroeconómico da desvalorização seja positivo sobre a BC é necessário que a indexação do salário nominal ao preço do consumo seja parcial ($\lambda < 1 \Rightarrow \rho < 1$). No caso contrário, existirá rigidez do salário real e a política cambial será ineficaz no controlo dos custos salariais.

II.

No que se segue vamos questionar o comportamento dos salários na economia portuguesa e espanhola. O comportamento destes, em termos nominais, tem ou não revelado alguma flexibilidade em termos do produto? E as suas variações estão ou não próximas da evolução registada em termos da taxa de câmbio?

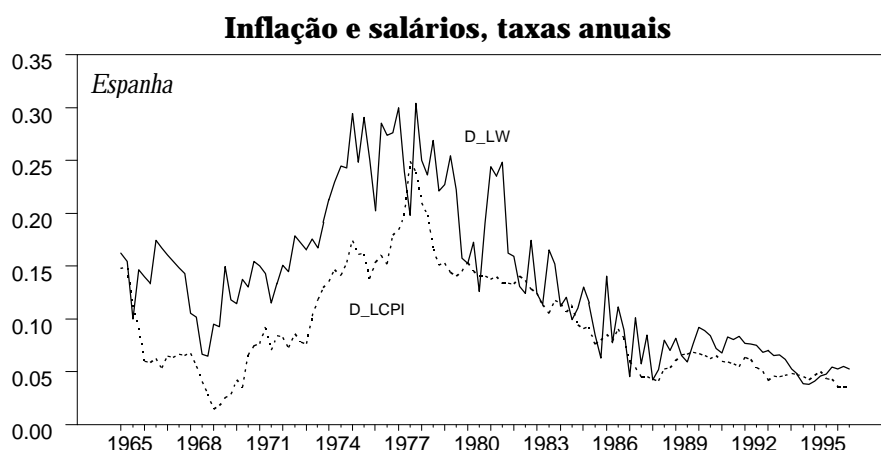
Trata-se de duas economias que embora tenham dimensões e graus de abertura ao exterior bastante diferentes, apresentam alguns factores comuns, como a forte incidência do primeiro choque do petróleo, a passagem de ditaduras a formas de governo democráticas com um maior relevo para os mecanismos de mercado e a adesão ao não só ao projecto de integração europeu como ao “euro”.

Vamos fazer uma análise dominada pela divisão dos valores efectivos das variáveis em estudo em valores de tendência e valores cíclicos. E utilizaremos essa metodologia para as variáveis que pensamos serem mais relevantes à nossa investigação¹⁰. Veremos que embora a nossa análise não se deva esgotar nesta

¹⁰ As variáveis de Espanha utilizadas foram retiradas da base de dados da OCDE para o RATS publicadas pela Estima. Os salários para a Espanha são os salários da Indústria, para Portugal até 1989 são uma média dos salários da Construção e Indústria e depois de 1990 da contratação colectiva

investigação ela acaba por ser bastante esclarecedora da evolução recente dos salários nas duas economias. O método utilizado para a obtenção dos valores de tendência é o de Hodrick-Prescott com o parâmetro “Lambda” fixado em 1600, porque se trata de valores trimestrais. Este é aliás o valor sugerido por aqueles autores. Os valores de ciclo são definidos por referência aos de tendência, sendo X e X^T os logaritmos dos valores efectivos e de tendência, os de ciclo são definidos por $X^C=(X-X^T)/X^T$ ¹¹.

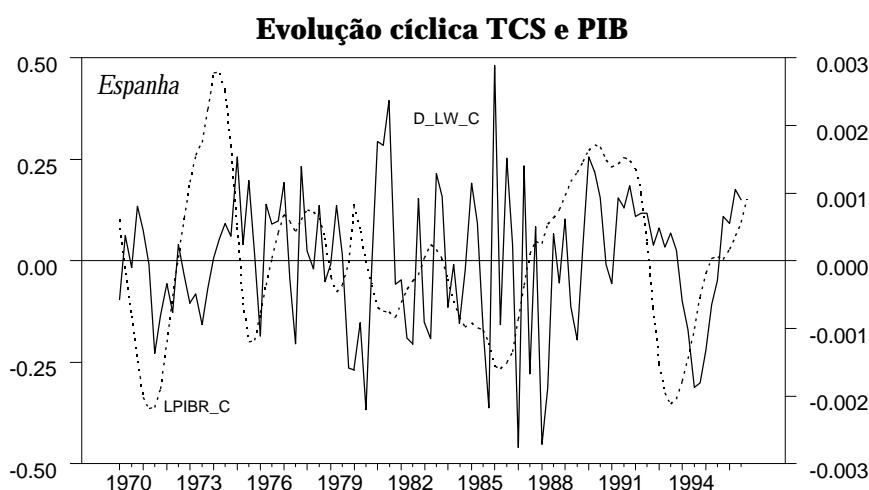
Começemos a nossa análise empírica pela economia espanhola. Esta economia registou taxas de inflação nos preços e nos salários que atingiram 25% e 30%, respectivamente no início dos anos setenta, no seguimento da primeira crise do petróleo. O Gráfico com a evolução das taxas de crescimento anual para o período de 1964:1 a 1996:3, dá-nos uma ideia bastante clara acerca da evolução conjunta de preços e salários.



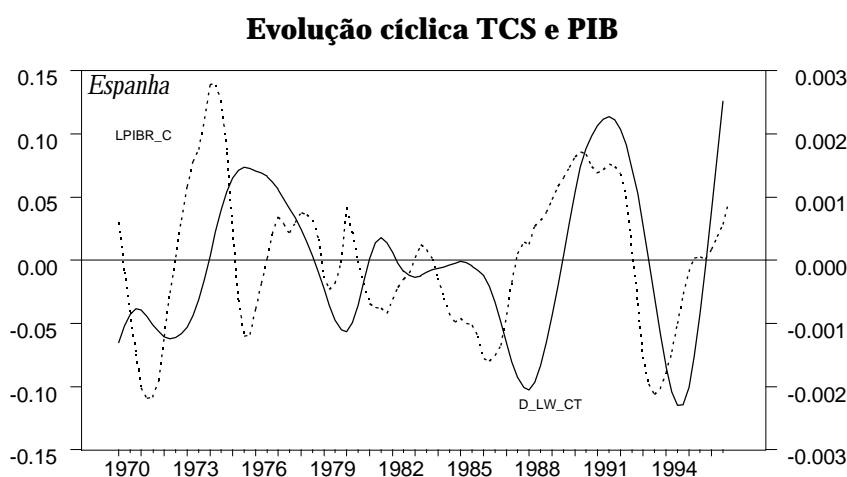
Querendo distinguir os movimentos de tendência dos movimentos de flutuação à volta da tendência obtivemos para a componente cíclica dos salários um comportamento que segue de bastante perto o comportamento da componente cíclica do PIB real.

sem SPA. Os preços são preços no consumidor, com “rendas” para Espanha e sem “rendas” para Portugal.

¹¹ Apresentamos em Anexo alguns comentários ao filtro H-P.



Para que tivéssemos uma ideia mais clara do que acabámos de dizer alisámos os valores da taxa de crescimento dos salários e construímos o gráfico em baixo.



Parece-nos agora evidente que os comportamentos cíclicos se seguem grosso modo. Os valores dos coeficientes de correlação entre aquelas duas variáveis mostram-nos exactamente a ideia que é retratada naqueles gráficos.

Evolução Cíclica do Crescimento dos Salários (alisada) - Ev. Cíc. do PIB

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
-.26	-.19	-.10	-.00	.11	.23	.36	.47	.57	.65	.69	.69	.65

Evolução Cíclica do Crescimento dos Salários - Ev. Cíc. do PIB

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
-.12	-.14	-.14	-.12	-.07	-.01	.08	.18	.26	.35	.39	.37	.31

Existe uma óbvia influencia desfasada da evolução cíclica do produto sobre a evolução da variação dos salários. A regressão seguinte retrata essa relação:

1970:1 – 1996:3

$$d_lw_c = \sum_{i=1}^8 \beta_i \cdot lpibr_c_{t-i}, \quad \sum_{i=1}^8 \beta_i = 60.2 \quad (2.53)$$

see =.167

LM(1) =.485 (.486)

O total dos coeficientes desfasados do PIB permite a exclusão da hipótese nula par um nível de significância de 1.3%. O teste LM é o vulgar teste do Chi-quadrado à auto-correlação dos erros de ordem um.

Estes resultados permitem-nos afirmar que os salários nominais são flexíveis à evolução do produto. Nos períodos de ascensão do ciclo a taxa de variação dos salários aumenta e nas fases descentes esta taxa reduz-se. Mas não tenhamos ilusões, apesar desta evolução a componente dos salários que reage ao ciclo do produto é reduzida tendo a inflação, nesta economia, ditado o comportamento dominante dos salários nominais. Vejamos o que acabámos de afirmar. Através do Quadro em baixo que apresenta a participação percentual das variações cíclicas do salário relativamente ao valor efectivo, podemos verificar que essas variações são afinal uma pequena parte da evolução dos salários.

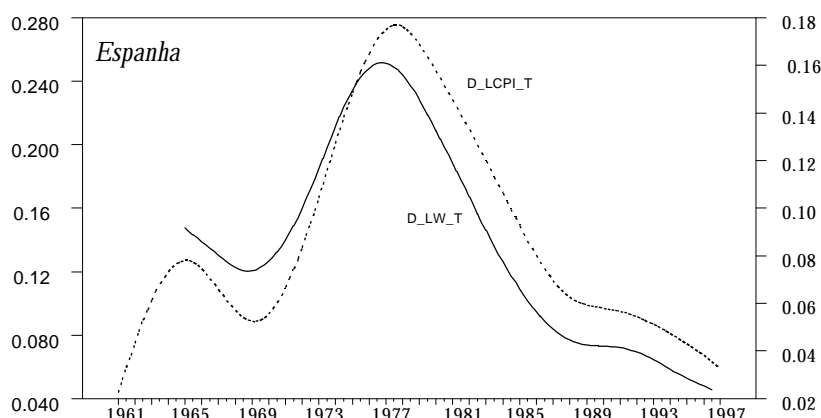
Importância das flutuações cíclicas dos salários.

1990	12.7	1994	30.0
1991	8.6	1995	8.9
1992	8.6	1996*	12
1993	4.9		

* Dos primeiros três trimestres.

A figura seguinte mostra-nos como o comportamento tendencial da inflação é praticamente o mesmo que o da variação dos salários (o eixo das ordenadas do lado direito mede a inflação).

Evolução tendencial de salários e preços



No quadro em baixo indicamos os valores dos coeficientes de correlação entre aquelas duas variáveis. Como era de esperar eles são naturalmente muito elevados para diferentes valores dos desfasamentos (*leads* e *lags*).

Evolução Tendencial do Crescimento dos Salários - Ev. Tend. dos Preços

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
.91	.92	.92	.93	.93	.93	.92	.90	.87	.84	.81	.77	.74

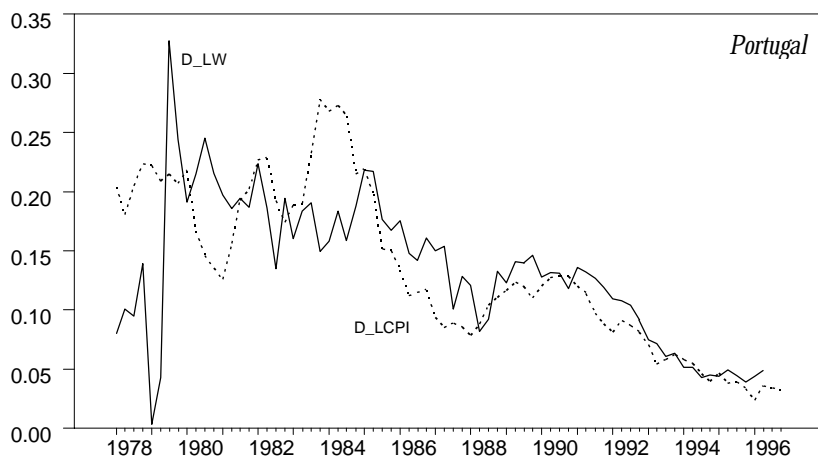
Estes resultados confirmam a ideia retirada do gráfico acima.

Desde a primeira metade dos anos sessenta que a inflação e a variação dos salários evoluem em paralelo, na parte dominante dos seus valores, a restante parte, e bastante menor acaba por variar com a evolução cíclica do produto, sendo por isso, nessa componente flexível. Mas insistimos, essa flexibilidade respeita a uma parte muito reduzida da evolução dos salários nominais.

O estudo da evolução dos salários nominais para a economia portuguesa não conduz a resultados muito diferentes do que acabámos de obter para a economia espanhola.

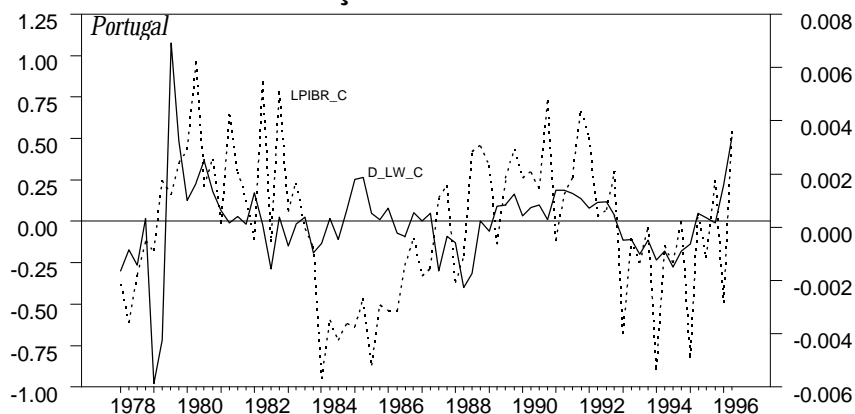
O período de disponibilidade de valores é agora menor. A nossa série de salários começa apenas em 1977:1. A inflação é agora dada pela variação do IPC sem renda. Como podemos constatar a evolução dos salários monetários e dos preços são paralelas. No caso da nossa economia a tendência geral, posterior a 1978, é obviamente decrescente.

Inflação e salários, taxas anuais

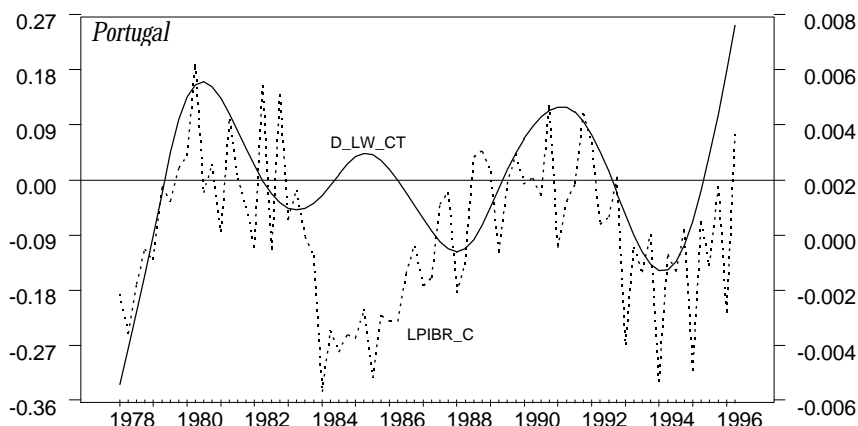


Tal como fizemos para Espanha apresentamos em baixo dois gráficos com a evolução cíclica da taxa de crescimento anual dos salários e a evolução cíclica do produto, sendo num dos casos os valores daquela variável alisados.

Evolução cíclica TCS e PIB

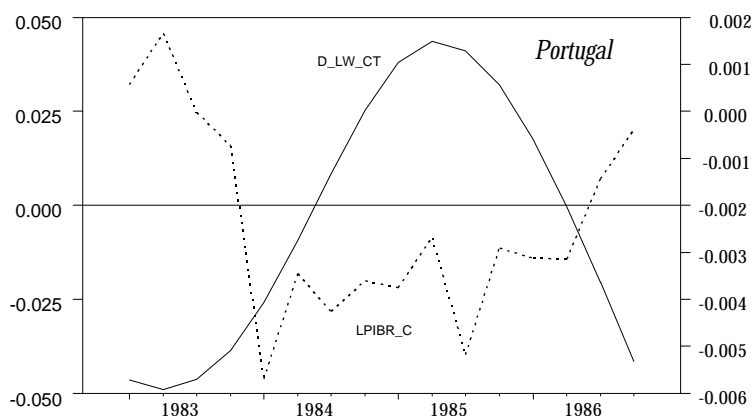


Evolução cíclica TCS e PIB



Se em geral é claro o paralelismo de evolução entra as duas séries aqui representadas, existe um período, de 1983:1 a 1986:4, em que a evolução é oposta, ou seja, a relação entre aquelas variáveis é uma relação inversa. O gráfico seguinte ilustra bem a situação.

Evolução cíclica TCS e PIB



Os coeficientes de correlação entre aquelas variáveis, para a totalidade do período (78:1 a 96:2), encontram-se descritos em baixo.

Evolução Cíclica do Crescimento dos Salários (alisada) - Ev. Cíc. do PIB

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
-.0	.05	.14	.21	.29	.37	.40	.32	.31	.23	.17	.09	.09

Evolução Cíclica do Crescimento dos Salários - Ev. Cíc. do PIB

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
.01	-.09	.01	.16	.17	.15	.23	.18	.20	.14	.08	-.09	-.04

Como podemos ver existe uma influencia desfasada da evolução cíclica do produto sobre a evolução da variação dos salários. Os desfasamentos são agora menos longos que no caso de Espanha.

A existência deste sub-período com características opostas à da evolução geral¹² levou-nos a utilizar uma variável “muda” para aquele período. Trata-se de uma variável “muda” de inclinação, ou seja, que toma os valores da evolução cíclica do PIB para aquele período de 83:1 a 86:4. O seguinte ajustamento retrata a nova relação:

1978:1 – 1996:2

$$d_lw_c = \sum_{i=1}^5 \beta_i \cdot lpibr_c_{t-i} + \delta \cdot muda, \quad \sum_{i=1}^5 \beta_i = 37.6 \quad (2.46)$$

see = .235

LM(1) = 3.49 (.062)

Embora agora a exclusão de auto-correlação dos erros apenas possa ser tomada ao nível dos 6%, continuamos a obter um modelo de relacionamento da evolução cíclica da evolução dos salários e do PIB.

No entanto, como já dissemos acima, a flexibilidade da taxa de crescimento dos salários diz respeito apenas a uma pequena parte da sua própria evolução. O Quadro em baixo resume a situação.

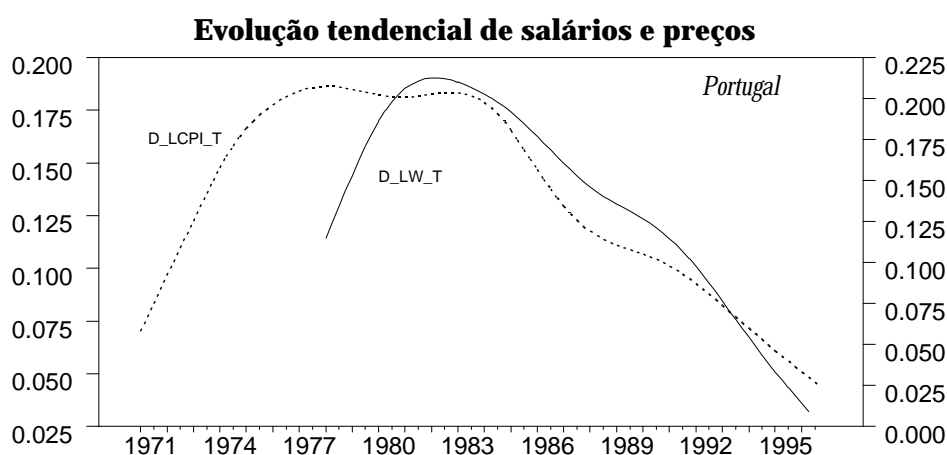
Importância das flutuações cíclicas dos salários.

1990	5.2	1994	28.1
1991	14.6	1995	2.6
1992	7.8	1996*	25.7
1993	15.7		

* Dos primeiros dois trimestres.

Como podemos verificar no Gráfico em baixo, onde temos as duas curvas das tendências da evolução dos salários e da inflação, os comportamentos da componente de tendência são paralelos.

¹² Devemos chamar a atenção que se tomarmos os preços implícitos no PIB tal comportamento de excepção deixa de existir.



Os valores dos coeficientes de correlação entre aquelas duas variáveis são naturalmente muito elevados para diferentes valores dos desfasamentos (*leads e lags*).

Evolução Tendencial do Crescimento dos Salários - Ev. Tend. dos Preços

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
.62	.67	.72	.76	.81	.86	.91	.90	.90	.89	.88	.86	.84

Estes resultados confirmam aquilo que dissemos justamente acima. O comportamento dos salários acompanha no fundamental o comportamento da inflação. A sua componente cíclica acompanha por outro lado o comportamento cíclico do produto.

Uma palavra sobre a relação entre a evolução salarial e a taxa de câmbio. Tanto no caso de Espanha como no caso de Portugal, a evolução tendencial e cíclica dos salários apresenta uma relação relativamente fraca com a evolução cambial. Como podemos ver o relacionamento é muito mais elevado entre a tendência do crescimento dos salários e a inflação que daquela com a desvalorização cambial.

Espanha

Ev. Tend. do Cresc. dos Salários - Ev. Tend. dos Preços / Taxa de Câmbio

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
.83	.84	.85	.86	.86	.86	.86	.84	.81	.78	.75	.72	.68
.25	.23	.22	.21	.19	.17	.16	.14	.12	.10	.07	.04	.01

Ev. Cíc. do Cresc. dos Salários - Ev. Cíc. da Taxa de Câmbio

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
.15	.13	.07	.05	.06	.09	.07	.06	-.04	-.05	-.03	-.06	-.04

Portugal

Ev. Tend. do Cresc. dos Salários - Ev. Tend. dos Preços / Taxa de Câmbio

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
.57	.61	.65	.69	.73	.77	.81	.80	.79	.78	.76	.75	.72
.36	.39	.40	.42	.44	.46	.47	.49	.49	.48	.46	.42	.39

Ev. Cíc. do Cresc. dos Salários - Ev. Cíc. da Taxa de Câmbio

-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
.11	.02	-.05	-.09	-.10	-.09	-.12	-.11	-.07	-.06	-.05	.02	.10

Este resultado pode ser lido como significando o “fecho” da determinação salarial às determinações externas que não se reflitam na evolução do produto. Neste sentido, podemos dizer que os salários nominais em Espanha e Portugal não apresentam flexibilidade directa aos acontecimentos externos a estas economias. O que significa que a taxa de câmbio, do ponto de vista dos custos salariais nestas economias, não representa “mais um instrumento de política”.

III.

Em suma, no período posterior ao primeiro choque petrolífero para o caso de Espanha e posterior aos anos terminais da década de setenta (por razões de disponibilidade estatística) para o caso de Portugal:

- os salários nominais seguiram a mesma trajectória que a inflação
- a parte cíclica dos salários acompanha a componente cíclica do produto interno
- mas a componente cíclica dos salários é apenas uma parte bastante reduzida do comportamento total dos salários
- e os salários não parecem obedecer a movimentos da taxa de câmbio, a movimentos vindos do exterior que se façam sentir através desta variável.

Para além destes aspectos, parece-nos que acabamos por concordar com o que os autores, mais acima citados, Marques, Canzoneri-Vallés-Viñals, também defenderam, embora utilizando metodologias bastante diferentes.

Anexo: observações sobre a utilização do filtro H-P.

Quando decompomos uma série pretendemos que ela tenha uma componente permanente que seja importante relativamente à parte cíclica¹³. Foi essa característica que levou a utilizar tendências lineares, hoje abandonadas¹⁴.

O filtro de Hodrick e Prescott¹⁵ é cada vez mais utilizado na obtenção dos valores de tendência e cíclicos de séries macroeconómicas. O que não significa que o filtro esteja isento de problemas de estimação daquelas componentes. Van Norden e Guay com St-Amant apresentam-nos análises bastante detalhadas sobre esses problemas¹⁶. O filtro foi utilizado no nosso trabalho para decompor variáveis com características de estacionaridade tão diferentes como o produto real, a inflação e a evolução dos salários. Sobretudo devido ao facto de não termos para a economia portuguesa um número de observações como gostaríamos de possuir, não seguimos o conselho de Baxter e King de retirar aos valores de tendência obtidos com o filtro 3x4 observações do início e do final do período total¹⁷.

¹³ C. W. Granger, "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable", *Econometrica*, 37, 1966, pp. 424-38.

¹⁴ Basicamente após o trabalho de C. Nelson e C Plosser, "Trends and Random walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp. 139-67.

¹⁵ "Post-war U.S. Business-Cycles: An Empirical Investigation", W.P., Carnegie-Mellon University, 1980. O programa que acompanhava este estudo estava escrito em Fortran. Hoje, a maior parte dos programas econométricos incluem os cálculos deste filtro.

¹⁶ S. Van Norden, "Why is so Hard to Measure the Current Output Gap?", W. P., Bank of Canada, 1995; e A. Guay e P. St-Amant, "Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles?", W.P., CREFÉ, Université du Québec, Montréal, 1997.

¹⁷ M. Baxter e R. King, "Measuring Business-cycles: Approximate Bna-Pass Filters for Economic Time Series", W.P., 5022, N.B.E.R., 1995.