

FUNÇÕES SALARIAIS
REGIONAIS

Autor: José Figueiredo

Colaboração: Restantes membros do GEMOR

Carlos Pimenta

Conceição Silva

Victor Mendes

PARTE I - INTRODUÇÃO - CONCLUSÕES GERAIS

Relativamente ao escopo fundamental do presente trabalho a estimação de de curvas de salários a nível regional, tomando como ponto de partida a formulação de Philips-Lipsey (*) e mais concretamente a forma como a mesma foi adaptada ao modelo REGIS, a conclusão básica a retirar dos múltiplos ensaios econométricos realizados, não obstante as limitações de análise que não deixaremos de pormenorizar a seguir, é a razoável capacidade do modelo para explicar a dinâmica da remuneração média a nível regional.

A primeira limitação da análise, é mais uma vez e sempre, a exiguidade e a má qualidade dos dados estatísticos disponíveis que, no caso vertente, nos colocou, à partida, um duplo problema: por um lado não foi possível trabalhar a nível regional com taxas de variações de salários, dado que só dispomos de informação sobre esta variável para as cidades de Lisboa e Porto, o que nos obrigou a utilizar como variável explicada a taxa de variação da remuneração média anual na indústria transformadora calculada nos termos que em secção própria se discriminam, por outro, a existência de dados sobre o mercado do trabalho apenas a partir de 1968 limitou temporalmente a análise ao período 68/78, o que equivale a dizer que o número de observações disponível para as regressões é $n = 11$, ou seja inequivocamente reduzido.

A segunda grande limitação deriva do próprio período temporal da análise o qual, como é sabido, conheceu na sociedade portuguesa fortíssimas convulsões de carácter político, económico e social, com evidentes influências "exógenas" na variação da remuneração média pelo que as estimações dos parâmetros, ainda que apoiadas em razoáveis testes estatísticos, devam ser encarados com a máxima prudência e espírito crítico.

Poder-se-ia de algum modo obviar este problema eliminando algumas das observações ou utilizando variáveis "dummy", contudo, em qualquer dos casos, tal implicaria a redução do número de graus de liberdade sobre uma amostra que à partida era já extremamente reduzida.

(*) $W = f(u, \dot{p})$

W - taxa de variação do salário nominal

u - indicador de tensão no mercado do trabalho

$\dot{p}$ - indicador da taxa de variação dos preços

Optou-se por realizar alguns ensaios com variáveis "dummy", os quais, no nosso entender, face à exiguidade de graus de liberdade, devem ser considerados como uma mera curiosidade e as eventuais conclusões, como meras pistas de trabalho a confirmar ou não em futuros trabalhos em que seja possível mobilizar maior quantidade de informações.

A análise dos tempos de acção das variáveis explicativas sobre a variável explicada, ficou também seriamente comprometida dado que cada período de deferimento considerado, implica a eliminação de mais uma observação o que, na situação exposta, é extremamente problemático. Contudo, tratando-se de dados anuais não pareceu necessário conduzir ensaios com deferimentos superiores a um ano, tendo-se genericamente verificado que o tempo de acção da variação dos preços sobre a variação das remunerações médias é inferior ao tempo de acção da tensão no mercado do trabalho. De facto, em geral, as regressões do tipo:

$$\dot{W}_t = f(\dot{P}_t, (\text{DENS/OENS})_{t-1})$$

em que

$\dot{W}_t$ - taxa de variação da remuneração média do ano t

$\dot{P}_t$ - taxa de variação dos preços do ano t

$(\text{DENS/OENS})_{t-1}$ - Procura de emprego não satisfeito sobre oferta de emprego no ano $t-1$

são as que apresentam melhores indicadores estatísticos.

Tratando-se de estudar a dinâmica das remunerações a nível regional, duas questões particularmente importantes do ponto de vista da política regional estão forçosamente na ordem do dia: a existência ou não da região líder e a existência de mercados de trabalho a nível regional ou, ao contrário, a existência de um mercado de trabalho nacional.

Quanto à primeira questão, independentemente da análise muito cuidada a conduzir em sede própria da existência de efeitos de liderança na evolução dos salários, não só a nível regional, como a nível sectorial e profissional, com os dados disponíveis, não parece possível fundamentar a hipótese, a priori perfeitamente plausível, de que a grande Lisboa tem um papel líder na dinâmica das remunerações do trabalho.

A este nível várias hipóteses se colocam:

- Ou o efeito de liderança regional existe de facto, mas o seu tempo de acção é muito curto, de modo que com dados anuais as variações de remuneração acabam por parecer simultâneas (*).
- O/s efeito/s de liderança existe/m, mas não se manifesta/m pelo nível médio geral das remunerações, mas tão só em segmentos do mercado do trabalho (sectores, profissões, etc...). sendo até provável então que os núcleos líder não se concentrem numa região única.
- A negociação de contratos colectivos de trabalho com âmbito multiregional tenderia a fazer com que o efeito motor efectivamente desempenhado pelo aparelho sindical, supostamente mais organizado e aguerido da sonos-ta região-líder, no processo de negociação não deixe transparecer o papel-líder regional.

Estas e outras questões constituem um dos núcleos de investigação específica conduzida pelo GEMOR.

Quanto à segunda questão, existência ou não de verdadeiros mercados de trabalho regionais, o que podemos adiantar é que, genericamente, a qualidade estatística das regressões melhora quando se substitui o indicador da tensão no mercado regional de trabalho pelo indicador relativo ao mercado nacional. Do nosso ponto de vista, tal não permite concluir que o mercado do trabalho funciona a nível nacional. De facto, a existência de um mercado nacional de trabalho implica uma grande mobilidade do factor o que, evidência empírica, está longe de acontecer, haja em vista a este respeito a actual situação das rendas de casa e a escassez de habitação. A ter algum significado, este facto terá, do nosso ponto de vista, sobretudo que ver com a negociação de contratos colectivos a nível nacional, os quais poderão estar mais condicionados pela situação do mercado a nível nacional que a nível regional.

(*) Existe de facto uma correlação muito elevada entre a taxa de variação das remunerações a nível regional.

PARTE II - AS VARIÁVEIS

TAXA DE VARIAÇÃO DA REMUNERAÇÃO MÉDIA ANUAL

Os índices de remuneração média anual foram construídos com base nas estatísticas das sociedades (ES).

O processo de cálculo é o mais elementar possível: dispõe-se das remunerações totais pagas por distrito para o conjunto das sociedades, é conhecido o número total de activos a que tais remunerações se referem, logo por simples divisão é obtida a remuneração média anual, inicialmente para os distritos e depois, por agregação, para a região.

Foram consideradas quatro regiões: Norte, Centro, Lisboa e Sul. Na região Norte foram agregados todos os distritos situados a norte do rio Douro, a região Sul engloba todos os distritos a sul do Tejo, com excepção de Setúbal e Santarém que, juntamente com o distrito de Lisboa, formam a região Lisboa. Os restantes distritos formam o que se designa por região Centro.

O conceito de remuneração retido pelas ES inclui três itens, a saber:

- 1 - Salários e ordenados ilíquidos
- 2 - Remunerações em géneros
- 3 - Gratificações antes da distribuição dos lucros

Estaremos assim mais próximos de um conceito de estatísticas de ganhos que, propriamente de um conceito de estatísticas de taxas.

Notar igualmente que ao reter um tal conceito de remuneração, nos afastamos da formulação das curvas de salários do modelo REGIS onde, na versão francesa, a variável explicada é a taxa de variação de salário/hora.

A utilização desta informação coloca vários tipos de problemas.

- O facto, conhecido, de que os verbetes das ES não são, em muitos casos, preenchidos pelas sociedades com grande rigor.

Este problema tem a ver com a natureza da própria fonte e, como tal, é insolúvel.

- O facto de nem todas as sociedades preencherem os verbetes.

Este problema não terá, segundo o INE, grandes implicações dado que é mínimo o número de casos e mínimo o seu peso nos valores globais das ES

Tratando-se de calcular índices, admitindo que as perturbações referidas mantenham ao longo do tempo padrões razoavelmente constantes, o seu impacto estará de certa forma "amortecido".

- O peso relativo das actividades organizadas em sociedade é seguramente diferente de distrito para distrito e de região para região. São portanto diferentes os tamanhos das amostras em relação ao universo distrital e regional (coeficiente de cobertura).

Este problema pode ser minimizado se, em vez de usarmos o índice de remuneração para o total de actividades, usarmos o índice de remuneração da indústria transformadora. De facto, neste sector, o peso das actividades organizadas em sociedade é muito elevado e, presumivelmente, relativamente uniforme de distrito para distrito e de região para região.

- O facto de se alterar sensivelmente a estrutura dos activos das sociedades ao longo do tempo. Com efeito de 1965 a 1978 em todos os distritos, diminui a % de operários, enquanto aumenta a % de técnicos e dirigentes.

Assim, a alteração das remunerações médias anuais é devida não só à alteração efectiva dos ganhos médios por activo, mas também à própria modificação da estrutura do emprego.

Neste aspecto são também preferíveis os índices relativos à indústria transformadora, onde a variação da estrutura do emprego pelas categorias das ES é, em grande parte dos casos, quase nula (ver quadro pag. seguinte).

- O facto (não comprovado) de as ES agregarem os dados relativos às sociedades independentemente da localização dos estabelecimentos. A ser assim, é introduzido um enviesamento adicional importante dado que, em muitos casos, estabelecimentos importantes e com peso significativo nas economias regionais, no centro e sul do país, pertencem a sociedades com sede em Lisboa ou Porto.

VARIAÇÃO EM % DO TOTAL 65/78

DISTRITOS	DIRIGENTES		OPERARIOS		TECNICOS	
	TOTAL ACTIVIDADE	IND/ TRANSFORM.	TOTAL ACTIVIDADE	IND/ TRANSFORM.	TOTAL ACTIVIDADE	IND/ TRANSFORM.
AVEIRO	+1.5	+0.4	-7.3	-3.6	+5.8	+3.2
BEJA	+4.9	+3.0	-18.6	-10.5	+13.7	+7.5
BRAGA	+1.0	+0.3	-6.9	-6.3	+5.9	+6.0
BRAGANÇA	+12.1	+4.5	-5.5	-9.7	-6.6	+5.2
CAST. BRANCO	+1.7	+0.3	-6.9	-1.7	+5.2	+1.4
COIMBRA	+2.4	+0.2	-10.7	-4.9	+8.3	+4.7
ÉVORA	+1.8	+1.7	-1.6	-6.8	+0.2	+5.1
FARO	+3.0	+1.8	-25.6	-3.3	+22.6	+1.5
GUARDA	+3.0	+0.7	-7.6	-3.9	+4.6	+3.2
LEIRIA	+2.8	+0.3	-4.3	-2.4	+2.5	+2.1
LISBOA	+2.0	+0.4	-5.3	-3.1	+3.3	+2.7
PORTALEGRE	+3.1	+1.1	-8.1	-3.7	+5.0	+2.6
PORTO	+1.5	+0.5	-6.2	-5.3	+4.7	+4.8
SANTARÉM	+2.2	-0.2	-0.6	+0.7	-1.6	-0.5
SETÚBAL	+3.2	+0.5	-12.5	-5.5	+9.3	+5.0
VIANA CASTELO	+5.1	+1.8	-11.2	-4.1	+6.1	+2.3
VILA REAL	-3.0	-3.0	-9.4	-12.6	+12.4	+15.6
VISEU	+1.3	+0.3	-5.2	-4.5	+3.9	+4.2

NOTA: Valores em pontos percentuais.

Os ensaios econométricos realizados nesta fase utilizaram apenas a informação relativa à indústria transformadora, sector em que, presumivelmente, são mais elevados e uniformes os coeficientes de cobertura. Por outro lado, na indústria transformadora, é relativamente estável a estrutura do emprego segundo as categorias de ES, logo a variação da remuneração média anual parece poder atribuir-se em proporção muito elevada a alterações reais nas taxas de salário, o mesmo não sucedendo em relação ao conjunto das actividades onde parte significativa das variações da remuneração média parece poder atribuir-se a alterações na estrutura do emprego, nomeadamente ao crescimento relativo da esfera dos serviços onde as remunerações médias são mais altas.

Bem entendido, a relativa estabilidade da estrutura do emprego segundo as categorias das ES na indústria transformadora não nos deixa inteiramente tranquilos. Há, pelo menos, duas questões que não devem ser omitidas: que proporção da variação de remuneração média se deve a alterações na própria estrutura sectorial das transformadoras (crescimento mais rápido dos sectores "modernos" com taxas de remuneração mais elevadas), que proporção se explica pelas alterações nos horários de trabalho e no número de horas trabalhadas?

Perguntamo-nos se pelo menos em relação à segunda questão não se deveria corrigir os dados obtidos por um coeficiente que reflectisse a redução do horário normal de trabalho, o que, mesmo assim, omitiria a questão das horas extras.

A variável explicada consiste, finalmente, na taxa de variação da remuneração média anual nas indústrias transformadoras, segundo as regiões, expressa em pontos percentuais e calculada pelo método convencional, isto é, não centrada (ver a propósito apêndice no fim do relatório)

$$Y_t = \frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} \times 100$$

TAXA DE VARIAÇÃO DO ÍNDICE DE PREÇOS NO CONSUMIDOR

As taxas de variação do IPC foram obtidas com base nos índices de preços publicados sistematicamente pelo INE através de recolhas realizadas também de forma sistemática em seis cidades do continente, a saber: Lisboa, Porto, Coimbra, Viseu, Évora e Faro.

Os índices apresentam-se ao utilizador na forma de índices mensais havendo portanto, neste caso, de encontrar um processo de anualização.

O processo adoptado, consiste em fazer a média aritmética dos doze índices mensais de cada ano obtendo-se a taxa de variação comparando com a média homóloga do ano anterior. A taxa de variação é calculada pelo processo convencional, não centrada e expressa em pontos percentuais

$$x_t = \frac{\sum_{t=1}^{12} \text{IPC}_t - \sum_{t=1}^{12} \text{IPC}_{t-1}}{\sum_{t=1}^{12} \text{IPC}_{t-1}} \times 100$$

Nos casos em que para a mesma região estavam disponíveis dois índices, a região Sul com Évora e Faro e a região Centro com Coimbra e Viseu, foi seleccionado um dos índices como representativo da região, Coimbra para o Centro e Évora para o Sul, não tendo sido ensaiado qualquer processo de agregação.

Um tal processo, vantajoso na medida em que permite incorporar informação adicional disponível, não modificaria, contudo, os resultados encontrados. Ver, a propósito, o elevado coeficiente de correlação entre as séries das taxas de variação do IPC nas diferentes cidades.

No presente trabalho foram utilizadas as séries do IPC com exclusão da habitação.

INDICADOR DA TENSÃO NO MERCADO DO TRABALHO

O indicador utilizado para a tensão no mercado do trabalho é o ratio DENS/OENS, isto é, o número de trabalhadores à procura de emprego por cada posto de trabalho oferecido.

É obtido com base nas estatísticas publicadas pelo Serviço Nacional de Emprego (SNE)/Ministério do Trabalho, considerando para o efeito os pedidos de emprego por satisfazer existentes nos diferentes centros regionais do SNE em fim de trimestre, bem como as ofertas de emprego não satisfeitas na mesma data.

Em alternativa poderiam considerar-se os pedidos e ofertas de emprego entrados no SNE durante o mesmo período, estatísticas que o SNE também publica de forma sistemática.

A priori, este segundo tipo de informação parece mais adequado à construção de indicadores de tensão no mercado do trabalho pelo que, será de considerar o seu tratamento em trabalhos futuros.

Foram considerados ofertas e pedidos de emprego independentemente das motivações: primeiro emprego, despedimento colectivo, mudança de emprego, etc...

Do mesmo modo foram considerados valores globais (homens e mulheres) sem desagregação por profissões o que, de certa forma, é contraditório com a utilização na variável explicada dos valores apenas da indústria transformadora.

A anualização fez-se pela média aritmética dos valores trimestrais.

$$\text{DENS}_t / \text{OENS}_t = \frac{\sum_{t=1}^4 \text{DENS}_t}{\sum_{t=1}^4 \text{OENS}_t}$$

PARTE III - ANÁLISE SUMÁRIA DAS SÉRIES

Se o objectivo era encontrar relações estáveis entre a dinâmica das remunerações do trabalho, de um lado, e a dinâmica dos preços e a tensão no mercado do trabalho, de outro, teria sido difícil escolher um período pior que aquele em que, por motivos ligados às fontes de dados disponíveis, somos forçados a fazê-lo. De facto o período 68/78 é-nos imposto pelos limites temporais das séries estatísticas: antes de 68 não há informação para o mercado do trabalho, após 78 não dispomos de estatísticas das sociedades ou outras que permitam indiciar a evolução da remuneração do trabalho, pelo menos ao nível regional.

Trata-se de um período que apesar de curto, o que não constitui a menor das limitações de análise, assistiu a modificações profundas na economia e na sociedade portuguesa com evidentes implicações no funcionamento do mercado do trabalho.

Parece pacífico assinalar três subperíodos:

- 68/73

Politicamente são os últimos anos de ditadura, assinalados no plano económico por uma fase de crescimento acelerado (o PIB cresceu em termos reais 6,9% ou 6,6% com exclusão de administração pública) e pelo fortalecimento do processo inflacionista (em 1973 a inflação entra na casa dos dois dígitos donde não mais sairá).

Não obstante o movimento sindical estar espartilhado pelos sindicatos corporativos e pela repressão política é um período em que se verificam fortes ganhos em termos de poder aquisitivo da remuneração média.

As remunerações médias crescem sensivelmente acima dos preços durante o período enquanto o mercado do trabalho está ainda longe de apresentar o desequilíbrio que actualmente manifesta. Embora o ratio DENS/GENS esteja consistentemente acima da unidade (com exclusão de um curto período na região Centro), o que equivaleria a situação de "pleno emprego" dos clássicos dado que, nesse caso, todo o desemprego seria meramente friccional não atinge nunca valores superiores a 5 (excepção para a região Sul em 1968 com 8.3), verificando-se,

grosso modo, duas tendências: por um lado o ratio tende a descer em todas as regiões ao longo do período, por outro, parece haver diferenças significativas de região para região: os valores mais altos aparecem sistematicamente na região de Lisboa, o que parece confirmar a grande Lisboa como polo de atracção dos excedentes de mão de obra nacional, os mais baixos verificam-se na região Centro e, o que em certa medida surpreende, são mais altos na região Sul que na região Norte.

Seria curioso analisar a região Norte isolada do grande Porto e, concerteza, os resultados seriam diversos.

O crescimento real das remunerações parece ligado sobretudo ao crescimento da produtividade e a uma situação relativamente favorável no mercado do trabalho a que não são alheios o fluxo emigratório, a guerra colonial e o crescimento económico.

Bem entendido, uma parte do crescimento das remunerações, terá a ver com factos "exteriores", como sejam a modificação da estrutura do emprego, onde é crescente o peso das classes mais remuneradas, e a alteração da estrutura sectorial das transformadoras, onde é igualmente crescente o peso dos sectores "modernos", onde o nível de remuneração é também mais elevado.

- 74/75

É o período das profundas alterações no sistema político e económico.

Sob o impulso do movimento de massas subsequente ao 25 de Abril, as remunerações nominais cresceram a taxas muito elevadas, não obstante a situação de crise económica e a degradação de situação no mercado do trabalho já visível em 74, mas com agravamento sensível e abrupto em 75.

Neste período e particularmente em 1975, o funcionamento lógico do modelo parece ter sido invertido pelo processo político. O curioso é que a análise estatística de regressão das séries não parece confirmar de forma inequívoca esta hipótese, "A priori", inexpugnável a qualquer contestação.

- 76/78

É o período do refluxo do processo revolucionário.

O mercado do trabalho degrada-se atingindo o ratio DENS/OCNS valores dez vezes superiores aos máximos ocorridos no período 68/73. Simultaneamente, são postos em prática políticas de rendimentos e preços fortemente restritivos que em 77/78 chegaram à imposição formal de um tecto à evolução salarial.

Neste subperíodo verificam-se pela primeira vez reduções no poder aquisitivo da remuneração média em simultâneo com a estagnação económica e elevadas taxas de crescimento dos preços.

Esta redução do poder aquisitivo da remuneração média em simultâneo com o crescimento da produtividade em volume, deixa uma questão em aberto: qual a importância real das políticas restritivas, tiveram ou não impactos significativos na dinâmica salarial ou, pelo contrário, foi a degradação do mercado do trabalho que permitiu o aparente êxito dessas medidas?

PARTE IV - RESULTADOS

Relativamente à primeira das conclusões gerais referidas no ponto 1, isto é, a validade genérica do modelo Philips-Lipsey para a explicação da dinâmica das remunerações médias a nível regional, a mesma pode ser comprovada pela análise do quadro I. Efectivamente, as regressões do tipo:

$$Y_t = b_0 + b_1 x_{1t} + b_2 x_{2t} + u$$

em que Y_t é a taxa de variação da remuneração média anual da indústria transformadora no ano t , segundo as ES, não centrada e expressa em pontos percentuais; x_{1t} é a taxa de variação do IPC (s/habituação), anualizada pela média aritmética dos doze índices mensais, não centrada e expressa em pontos percentuais e x_{2t} o ratio DENS/OENS, anualizado pela média aritmética dos valores em fim de trimestre, cujos resultados estão expressos no quadro I. são globalmente significativos em todas as regiões para um nível de significância de 5%, sendo estatisticamente diferentes de zero a generalidade dos coeficientes de regressão das variáveis explicativas.

Para um nível de significância de 1%, as regressões continuam globalmente significativas com excepção da região Norte, contudo, só a influência da dinâmica dos preços fica estatisticamente demonstrada, não parecendo relevante a tensão no mercado do trabalho, com excepção da região Lisboa onde, mesmo para 1% de significância, o coeficiente de DENS/OENS permanece estatisticamente não nulo.

Os sinais dos parâmetros são consistentes com a teoria e os valores estimados, razoavelmente estáveis de região para região.

A análise da estatística DW não nos é possível, dado que as tabelas disponíveis só consideram amostras com $n > 15$, e, infelizmente, no caso vertente $n = 11$.

No entanto, parece lícito aceitar a não existência de autocorrelação dos erros nos casos de Lisboa e Centro, donde serem fiáveis os testes estatísticos realizados, o mesmo não se podendo dizer das regiões Norte e Sul onde, quando muito, se poderá estar numa zona de inconclusividade, logo, pouca fiabilidade dos testes estatísticos.

A utilização de formas não lineares para as variáveis explicativas não melhora sensivelmente os resultados das regressões, conforme se pode ver pelos quadros II, III, IV e V.

Do mesmo modo não resulta a introdução do factor "expectativas", quer quanto à inflação, quer quanto à dinâmica do mercado do trabalho.

Os ensaios realizados consistiram na introdução de um termo quadrático para a taxa de variação dos preços a par da própria taxa de variação e, separadamente, na introdução de um termo quadrático para o ratio DENS/OENS a par do próprio ratio.

Os resultados estão condensados nos quadros VI e VII e, como é visível, em nenhum dos casos a qualidade estatística da regressão melhora significativamente. A análise da variância permite demonstrar que, em nenhum dos casos, a variável adicional melhora estatisticamente a regressão para um nível de significância de 5%.

Deste modo, parece pacífico, rejeitar a hipótese do funcionamento em larga escala do factor expectativa no processo de negociação salarial. Aliás, este facto, infelizmente, parece ser comprovado pela experiência quotidiana dos processos individuais ou colectivos de negociações de remunerações em que a tónica é sistematicamente colocada na chamada "recuperação do poder de compra" e, raramente, quiçá nunca, na taxa de inflação esperada.

Na tentativa de determinação dos tempos de acção das variáveis explicativas, foram ensaiados lags temporais de 1 ano para as duas variáveis explicativas, isolada e simultaneamente, tendo-se verificado que os melhores resultados são obtidos com regressões do tipo:

$$\dot{W}_t = f(\dot{P}_t, \text{DENS/OENS}_{t-1})$$

das quais os resultados estão sintetizados no quadro VIII.

Deste modo, A validade genérica do modelo parece plausível acrescentar uma segunda conclusão: o tempo de acção das variáveis explicativas é diferente, sendo mais curto para os preços (inferior a 1 ano) e mais longo para o indicador de tensão no mercado do trabalho ($\sim$ 1 ano).

Curiosamente a única região onde a introdução do desfazamento temporal no ratio DENS/OENS não melhora a qualidade de regressões é a região de Lisboa, o que não deixa de ser compatível com a observação empírica "a priori" de um mercado de trabalho mais "transparente" e com maior mobilidade, onde a alteração nas condições gerais de negociação parece reflectir-se mais rapidamente na dinâmica das remunerações médias.

Procurando integrar na análise a diversidade de situações vividas ao longo do período introduziram-se três variáveis dummy: a primeira assinala o subperíodo 68/73 no qual, a priori, a dinâmica salarial terá sido "emperrada" pela repressão sobre o movimento operário, a segunda assinala o período 74/75 quando a força do movimento político terá acelerado a dinâmica das remunerações do trabalho para além do que seria "normal" face aos valores das variáveis explicativas, a terceira refere-se ao subperíodo 77/78 em que por força da política de rendimentos e preços praticada, não obstante a liberdade de movimento do aparelho sindical, a remuneração terá crescido menos do que seria "normal".

Os resultados deste ensaio devem ser encarados como mera curiosidade dado o número, muito reduzido, de graus de liberdade.

De assinalar que só na região Norte, os sinais das estimativas dos parâmetros são 100% consistentes com a teoria. isto é:

$$b_3 \text{ (dummy 68/73)} < 0$$

$$b_4 \text{ (dummy 74/75)} > 0$$

$$b_5 \text{ (dummy 77/78)} < 0$$

Aliás só na região Norte a introdução das variáveis dummy melhora o valor global da regressão para um nível de significância de 5%. Nas restantes regiões, os ganhos no valor global da regressão não são, estatisticamente, significativos a um nível de significância de 5%.

A análise de variância permite ainda adiantar que ao assinalar com dummies um subperíodo específico (68/73, 74/75 ou 77/78), e para um nível de significância de 5%, com excepção da região Norte, só na região Centro se verifica um caso em que os ganhos, em termos do valor global da regressão são, estatisticamente, significativos: trata-se da introdução de uma dummy para assinalar o período 77/78.

Por outro lado, na óptica das variáveis dummy, os sinais não são, em caso algum, 100% consistentes com a teoria: a variável "68/73" apresenta sinal positivo na região Sul, a variável "74/75" apresenta sinal negativo na região Centro e, finalmente, a variável "77/78" apresenta sinal positivo nas regiões Lisboa e Sul.

Não obstante o carácter necessariamente muito relativo das conclusões a extrair de tais ensaios, parece líquido que a região Norte é aquela em que o mercado do trabalho é mais permeável à conjuntura sendo, ao contrário, a região de Lisboa aquela em que o mercado funciona de modo mais "independente". Parece razoável ligar esta sugestão aos diferentes níveis de organização sindical, aos diferentes tipos de implantação sectorial e, o que não nos parece de forma alguma desprezível, aos diferentes tipos de relação entidade patronal/empregado, cuja análise sociológica se nos afigura do maior interesse.

Foi ainda conduzida uma análise parcial dos subperíodos referidos cujos resultados terão de ser analisados com a maior reserva dado que, ao isolar cada um dos subperíodos em que supostamente o modelo foi perturbado por factores exteriores, estaremos implicitamente a aceitar como "normais" os subperíodos restantes.

Ao introduzir uma "dummy" para os anos 68/73, o modelo é fortemente perturbado aparecendo sinais negativos para os coeficientes de regressão da variação dos preços nas regiões Norte e Centro e não sendo os sinais do coeficiente de "dummy" 100% consistentes com a teoria. Por outro lado só na região Norte o valor da estimativa do parâmetro da "dummy" é estatisticamente não nulo para um nível de significância de 5%.

Com a "dummy" 74/75 os sinais são 100% consistentes com a teoria, contudo, só na região Norte fica estatisticamente demonstrada uma elevação "anormal" das taxas de remuneração do trabalho nesse período.

Com a "dummy" 77/78 os sinais são genericamente consistentes com a teoria, contudo, só nas regiões Norte e Centro parece ter sido significativo o impacto do tecto salarial.

Conforme se refer no ponto 1, com os dados disponíveis, não parece possível fundamentar a hipótese da existência de uma região-líder na dinâmica das remunerações médias.

Em primeiro lugar verifica-se uma forte correlação linear entre as taxas de variação da remuneração média na indústria transformadora nas diferentes regiões e até nos diferentes distritos. Efectivamente, os valores dos coeficientes de correlação linear entre as séries das taxas de variação das remunerações médias, qualquer que seja o par de regiões ou distritos, são sempre muito elevados, frequentemente acima dos 90%.

Bem entendido, estes valores estão fortemente influenciados pelo facto de em 74/75 se terem verificado taxas de variação de remunerações muito elevadas em todas as regiões e distritos e de, em norma, uma parte significativa da variância da amostra estar concentrada nestes dois anos (*).

Seja como for, em princípio, para falar com propriedade de região-líder é necessário verificar a existência de um desfazamento temporal entre a variação de salários na região líder e a variação supostamente induzida nas regiões não líder. Contudo, se introduzirmos desfazamentos temporais (1 ano concretamente) entre a série de variações das remunerações médias das regiões Norte, Centro e Sul e uma suposta região líder que seria a grande Lisboa, o coeficiente de correlação linear baixa para níveis insignificantes. Mais uma vez estes resultados estão fortemente condicionados pelos valores de 74/75 e pela simultaneidade nacional de "erupção" salarial que então se verificou.

Esta "simultaneidade" genérica nas taxas de variação da remuneração média anual a nível nacional não afasta, a nosso ver, em definitivo, a hipótese de existência de uma região líder. Desde logo há que considerar a hipótese de o efeito de liderança regional existir efectivamente, mas ter um

(*) Na análise de correlação das séries de taxas de variação de remunerações, foi possível usar séries mais longas (65/78. $n = 14$)

tempo de acção muito curto, de tal modo que para valores médios anuais acabasse por se verificar uma simultaneidade aparente nas taxas de variação a nível nacional. Por outro lado, pode admitir-se que o peso dos contratos colectivos de trabalho celebrados a nível nacional ou multiregional, é suficientemente significativo para que o trabalho e o impulso inicial dos sindicatos da região-líder (supostamente mais organizados e agueridos) acabe por provocar altas quase simultâneas das remunerações a nível nacional "escondendo" desse modo o carácter líder da região.

Finalmente, como hipótese mais provável, os efeitos líder existem, mas sobretudo a nível sectorial e profissional e provavelmente, nesse caso, os núcleos líder não estão centralizados numa única região.

Sobre este capítulo se debruçará o GEMOR em investigação específica que será objecto de oportuna comunicação.

Neste domínio só nos resta apresentar os resultados dos ensaios realizados sob a hipótese de uma região líder na grande Lisboa e, tomando como ponto de partida a formulação contida no modelo REGIS, isto é, ensaios do tipo:

$$\dot{W}(R) = f(\dot{W}(RL), \text{DENS/OENS}(R))$$

em que:

$\dot{W}(R)$ - taxa de variação da remuneração média a nível regional

$\dot{W}(RL)$ - taxa de variação na região líder

$\text{DENS/OENS}(R)$ - indicador da tensão no mercado de trabalho a nível regional

Os resultados condensados no quadro XIV referem-se aos ensaios conduzidos sem desfazamentos temporais nas variáveis.

A introdução de desfazamentos piora sistematicamente os resultados.

Verifica-se que as regressões são sempre globalmente significativas a um nível de significância de 5%, contudo, os sinais de b_2 são, sistematicamente contrários à "teoria". As aspas são propositadas pois, cabe perguntar se, em boa verdade, há aqui teoria.

De facto, admitindo que o efeito líder regional é real, então a variação de remuneração na região não líder, reflecte a variação homóloga da região líder, amplificando-o se as condições do mercado do trabalho são favoráveis, ou reduzindo-o se as condições são desfavoráveis. Deste modo, o coeficiente b_2 deveria ser negativo. Contudo, essa amplificação ou redução do efeito da região líder, deverá estar mais associada à situação relativa dos mercados regionais do trabalho do que em relação à situação absoluta do mercado de trabalho da região não líder, isto é, o efeito seria amplificado se o mercado regional se apresentasse mais favorável para os trabalhadores que o mercado da região líder, seria reduzido se a situação fosse relativamente desfavorável.

Para testar tal hipótese, introduziu-se como segunda variável explicativa em vez de DENS/OENS regional o rácio:

$$\frac{\text{DENS/OENS (REGIÃO LÍDER)}}{\text{DENS/OENS (REGIÃO NÃO LÍDER)}}$$

Os resultados condensados no quadro XV não são significativamente melhores pelo que, esta hipótese parece não se confirmar.

Ainda se admitiu a hipótese de o efeito de amortecimento ou amplificação do impulso/líder só funcionar em situações em que o mercado do trabalho a nível regional apresentasse diferenças muito significativas em relação à região-líder.

Para testar essa hipótese fez-se:

$$\left(\frac{\text{DENS/OENS (REGIÃO LÍDER)}}{\text{DENS/OENS (REGIÃO NÃO LÍDER)}} - 1 \right)^3$$

Deste modo, sempre que a tensão no mercado do trabalho se apresentasse a níveis semelhantes, o rácio tenderia a aproximar-se de 0, sempre que as diferenças fossem significativas, a diferença ficaria bem vingada no resultado da potência cúbica. Os resultados foram tão maus como os anteriores.

Aliás, a priori, um tal tipo de modelo (referimo-nos ao modelo de salários incorporado no REGIS), não teria grande aplicação num pequeno país em que as regiões, se bem que constituam realidades culturais e económicas indiscutíveis, não estão separadas por obstáculos naturais ou linguísticos importantes, de tal modo que não são de esperar situações no mercado de trabalho sensivelmente díspares de região para região. Deste modo, se o modelo funcionasse bem na região líder, então na região não líder seriam sempre de esperar efeitos de multicolinearidade entre a taxa de variação das remunerações na região líder e o indicador da tensão do mercado de trabalho a nível regional.

Em conclusão parece mais sensato recusar a hipótese da região-líder e a formulação do modelo incorporado no REGIS, preferindo modelos sem região-líder, isto é, com relevância da dinâmica dos preços a nível regional e da tensão do mercado de trabalho também a nível regional. (*)

Pode com isto perder a política regional, não perde concerteza a construção do modelo global.

Finalmente, resultados contidos no quadro XVI, verifica-se que as regressões regionais melhoram genericamente com a introdução do indicador DENS/OENS a nível nacional no lugar de DENS/OENS regional.

Um tal resultado é consistente com a ideia de uma certa uniformidade da tensão do mercado do trabalho a nível nacional, bem como com a ideia da inexistência de obstáculos físicos ou culturais de monta à mobilidade do factor trabalho.

Contudo, daí até afirmar que o mercado de trabalho funciona a nível nacional vai um passo que não gostaríamos de transpor. Sentimo-nos a este nível no limiar apenas da esquematização do problema longe portanto de poder dar respostas ou sequer pistas de investigação.

(*) O que é confirmado pelos outros estudos do GEMOR a que temos vindo a fazer referência.

Transformação em variações centradas

$$A_1 = A_0 (1 + i) \quad i - \text{Variação convencional}$$

$$\frac{A_0 + A_1}{2} = M = \frac{A_0 (1 + i) + A_0}{2}$$

$$\Delta = A_1 - A_0 = A_0 i$$

$$\text{VARIACÃO CENTRADA} = \frac{\Delta}{M} = \frac{A_0 i}{\frac{A_0 (1 + i) + A_0}{2}} = \frac{2 A_0 i}{A_0 (1 + i) + A_0} = \frac{A_0 2i}{A_0 [(1 + i) + 1]} = \frac{2i}{2 + i}$$

A Variação Centrada é sempre menor que a Variação Convencional

$$\frac{2i}{2 + i} - i < 0$$

$$\frac{2i}{2 + i} - \frac{i(2 + i)}{2 + i} < 0$$

$$2i - 2i - i^2 < 0$$

$$-i^2 < 0$$

Em valor absoluto a Média Centrada pode ser maior ou menor

$$i' = |i| \quad \text{com } |i| < 2$$

seja $i < 0$

$$\left| \frac{2i}{2 + i} \right| = \frac{2i'}{2 - i'}$$

$$\frac{2i'}{2 - i'} - i' = \frac{2i' - i' (2 - i')}{2 - i'} = \frac{i'^2}{2 - i'} > 0$$

Se $i < 0$ então a Variação Centrada em valor absoluto é maior que a Variação Convencional.

Fácilmente se demonstra que a Média Centrada é menor em valor absoluto se $i > 0$

A relação entre variações convencionais e variações centradas é não linear pelo que não é indiferente utilizar umas ou outras nas regressões realizadas.

Nesta fase, e independentemente de saber qual das duas formulações é mais correcta, optou-se pela definição convencional dado que é a mesma que está implícita nas equações do modelo REGIS.

QUADRO I - RESULTADOS GERAIS

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	R^2	F	DW
NORTE	3.34 (0.57)	1.59 (3.45)	-0.25 (-2.12)	0.60	5.97	1.35
CENTRO	7.44 (2.15)	1.19 (4.34)	-0.35 (-2.3)	0.70	9.52	2.10
LISBOA	2.09 (0.88)	1.59 (8.97)	-0.37 (-5.95)	0.91	40.59	2.11
SUL	2.73 (0.64)	1.79 (4.78)	-0.36 (-2.58)	0.75	12.16	2.5

Níveis Críticos		1%	5%
F		8.65	4.46
t		3.35	2.3
DW		NA	NA

x=11 68/78

REGRESSÕES N/LINEARES

DENS/ OENS Δ IPC	Quadrática						Logarítmica						Linear					
Quad.	12.45 (2.67)	-0.04 (2.82)	-0.0024 (-1.50)	0.50	3.97	1.39	14.6 (2.78)	0.044 (2.62)	-3.59 (-1.34)	0.48	3.63	1.37	12.80 (2.75)	0.04 (2.87)	-0.19 (-1.57)	0.51	4.14	1.37
Log.	-18.49 (-1.39)	17.58 (-2.98)	-0.003 (-1.81)	0.53	4.43	1.60	-18.30 (1.29)	19.03 (2.68)	-4.43 (-1.55)	3.79	1.60	19.93 (-1.47)	18.63 (3.00)	-0.24 (-1.86)	0.53	4.53	1.58	
Lin.	3.62 (0.61)	1.48 (3.32)	-0.003 (-1.98)	0.58	5.52	1.40	5.47 (0.92)	1.68 (3.16)	-4.96 (-1.88)	0.57	5.22	1.35						

QUADRO IV - REGIÃO LISBOA
REGRESSÕES NÃO LINEARES

DENS / OENS ΔIPC	QUADRATICA						LOGARITMICA						LINEAR					
	b ₀	b ₁	b ₂	R ²	F	DW	b ₀	b ₁	b ₂	R ²	F	DW	b ₀	b ₁	b ₂	R ²	F	DW
QUA	10.21 (5.19)	0.042 (7.51)	-0.0046 (-4.12)	0.88	28.75	1.72	17.10 (5.99)	0.046 (7.58)	-5.37 (-4.11)	0.88	28.7	2.10	11.27 (5.80)	0.043 (7.94)	-0.28 (-4.39)	0.89	3.18	1.87
LOG	-28.14 (-3.65)	20.70 (6.21)	-0.0067 (-4.48)	0.83	19.67	2.25	-22.93 (-2.98)	23.41 (5.83)	-7.97 (-4.11)	0.81	16.99	2.14	-29.48 (-4.07)	22.24 (6.82)	-0.42 (-4.96)	0.85	23.47	2.22
LIN	1.30 (0.48)	1.49 (7.82)	-0.00059 (-5.13)	0.89	31.22	1.92	9.34 (3.35)	1.71 (8.29)	-7.26 (-5.42)	0.90	34.39	2.37						

QUADRO V - REGIÃO SUL
REGRESSÕES NÃO LINEARES

DENS / OENS Δ IPC	QUADRÁTICA						LOGARÍTMICA						LINEAR					
	b ₀	b ₁	b ₂	R ²	F	DW	b ₀	b ₁	b ₂	R ²	F	DW	b ₀	b ₁	b ₂	R ²	F	DW
QUA	10.33 (2.85)	0.057 (4.11)	-0.0057 (-2.21)	0.69	8.88	1.96	16.27 (3.25)	0.052 (3.77)	-4.71 (-1.85)	0.65	7.41	2.19	11.57 (2.98)	0.055 (3.74)	-0.30 (-1.88)	0.65	7.53	2.08
LOG	-21.26 (-2.77)	19.86 (5.40)	-0.0059 (-2.85)	0.79	15.25	2.22	-11.25 (-1.40)	16.73 (4.23)	-3.90 (-1.76)	0.70	9.28	2.22	-18.89 (-2.33)	19.15 (4.80)	-0.31 (-2.37)	0.75	12.26	2.36
LIN	1.02 (0.25)	1.84 (5.35)	-0.0066 (-3.04)	0.79	14.98	2.3	8.63 (1.80)	1.62 (4.45)	-5.10 (-2.23)	0.72	10.28	2.42						

QUADRO VI

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	F	DW
NORTE	-4.45 (-0.359)	3.01 (1.489)	-0.043 (-0.721)	-0.283 (-2.177)	0.63	3.92	1.397
CENTRO	2.898 (0.319)	2.18 (1.194)	-0.029 (-0.545)	-0.434 (-1.929)	0.72	5.87	2.304
LISBOA	2.3 (0.324)	1.55 (1.312)	0.001 (0.031)	-0.37 (-4.040)	0.91	23.68	2.109
SUL	-2.92 (-0.356)	3.03 (1.935)	-0.04 (-0.815)	-0.365 (-2.571)	0.77	7.99	2.604

 x_1 - Δ IPC x_2 - $(\Delta \text{IPC})^2$ x_3 - DENS/OENS

QUADRO VII

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	F	DW
NORTE	3.24 (0.520)	1.66 (3.069)	-0.44 (-0.648)	0.002 (0.282)	0.60	3.55	1.346
CENTRO	7.0 (2.018)	1.077 (3.630)	0.548 (0.638)	-0.023 (-1.058)	0.74	6.80	2.425
LISBOA	2.58 (0.977)	1.63 (8.163)	-0.58 (-1.495)	0.003 (0.541)	0.91	24.77	2.235
SUL	-0.176 (-0.037)	1.82 (5.032)	0.326 (0.589)	-0.012 (-1.275)	0.80	9.29	1.978

 $x_1 - \Delta$ IPC $x_2 -$ DENS/OENS $x_3 - (\text{DENS/OENS})^3$

QUADRO VIII

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	R^2	F	DW
NORTE	1.91 (0.48)	1.79 (6.376)	-0.38 (-5.163)	0.86	21.6	2.776
CENTRO	9.18 (3.263)	1.11 (5.737)	-0.45 (-4.010)	0.83	17.48	2.923
LISBOA	3.20 (0.924)	1.40 (6.162)	-0.39 (-4.326)	0.85	20.28	1.933
SUL	4.41 (1.232)	1.63 (6.505)	-0.39 (-4.357)	0.86	21.65	2.509

$$x_1 = \Delta IPC_t$$

$$x_2 = DENS/OENS_{t-1}$$

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	R^2	F	DW
NORTE	27.60 (2.50)	0.74 (2.03)	-0.27 (-3.26)	-19.65 (-2.15)	8.27 (1.49)	-13.10 (-2.81)	0.98	40.47	2.16
CENTRO	38.50 (1.44)	0.30 (0.40)	-0.51 (-1.13)	-26.17 (-1.15)	-3.84 (-0.34)	-11.50 (-1.79)	0.90	8.69	0.99
LISBOA	27.85 (1.69)	0.64 (1.56)	-0.61 (-3.32)	-17.9 (-1.37)	5.37 (1.02)	8.76 (2.29)	0.97	33.12	1.52
SUL	-33.3 (-1.84)	2.01 (3.32)	0.10 (0.57)	33.21 (2.18)	26.63 (2.65)	3.2 (0.46)	0.92	11.10	2.1

NOTA: $x_3 = 1$ para 68 $\leq t \leq 73$

$x_{3t} = 0$ para $t \neq 74$

$x_{4t} = 1$ para $t = 74, 75$

$x_{4t} = 0$ para $t \neq 74, 75$

$x_{5t} = 1$ para $t = 77, 78$

$x_{5t} = 0$ para $t \leq 76$

Níveis Críticos			1%	5%
t			4.03	2.57
F			11.0	5.01
DW			NA	NA

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	F	DW
NORTE	61.43 (3.52)	-0.21 (-0.35)	-0.52 (-4.70)	-46.10 (-3.41)	0.85	13.18	1.47
CENTRO	53.43 (2.62)	-0.33 (-0.47)	-0.77 (-3.47)	-37.08 (-2.28)	0.83	11.41	1.05
LISBOA	23.72 (1.85)	0.94 (2.27)	-0.53 (-4.90)	-16.34 (-1.71)	0.94	34.57	1.60
SUL	-7.34 (-0.33)	2.14 (2.49)	-0.32 (-1.80)	8.02 (0.46)	0.76	7.40	2.43

NOTA: $x_{3t} = 1$ para 68 ≤ t ≤ 73
 $x_{3t} = 0$ para t ≥ 74

Níveis Críticos:	1%	5%
t	3.50	2.306
F	9.58	4.34
DW	NA	NA

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	F	DW
NORTE	8.54 (2.85)	0.65 (2.27)	-0.11 (-1.7)	24.4 (5.23)	0.92	26.2	3.03
CENTRO	10.86 (2.78)	0.51 (0.99)	-0.10 (-0.46)	13.9 (1.53)	0.78	8.2	2.27
LISBOA	3.88 (1.64)	1.29 (5.47)	-0.31 (-4.72)	6.83 (1.71)	0.94	34.6	1.71
SUL	5.79 (1.43)	1.11 (2.28)	-0.19 (-1.22)	14.35 (1.89)	0.84	11.9	1.89

NOTA: $x_3 = 1$ para $t = 74, 75$
 $x_4 = 0$ para $t = 74, 75$

Níveis Críticos	1%	5%
t	3.50	2.365
F	8.45	4.35
DW	NA	NA

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	F	DW
NORTE	8.54 (2.85)	0.65 (2.27)	-0.11 (-1.7)	24.4 (5.23)	0.92	26.2	3.03
CENTRO	10.86 (2.78)	0.51 (0.99)	-0.10 (-0.46)	13.9 (1.53)	0.78	8.2	2.27
LISBOA	3.88 (1.64)	1.29 (5.47)	-0.31 (-4.72)	6.83 (1.71)	0.94	34.6	1.71
SUL	5.79 (1.43)	1.11 (2.28)	-0.19 (-1.22)	14.35 (1.89)	0.84	11.9	1.89

NOTA: $x_3 = 1$ para $t = 74, 75$
 $x_4 = 0$ para $t = 74, 75$

Níveis Críticos	1%	5%
t	3.50	2.365
F	8.45	4.35
DW	NA	NA

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	F	DW
NORTE	-0.93 (-0.29)	2.03 (7.63)	-0.16 (-2.36)	-24.28 (-4.55)	0.90	20.73	2.1
CENTRO	6.84 (2.72)	1.19 (5.94)	-0.08 (-0.57)	-14.79 (-2.86)	0.86	14.83	1.95
LISBOA	2.24 (0.89)	1.59 (8.52)	-0.40 (-4.54)	2.10 (0.45)	0.91	24.42	2.2
SUL	2.19 (0.52)	1.83 (4.95)	-0.29 (-1.9)	-8.30 (-1.14)	0.79	8.86	2.99

NOTA : $x_{3t} = 1$ para $t = 77, 78$ $x_{3t} = 0$ para $t \neq 77, 78$

Níveis Críticos	1%	5%
t	3.50	2.365
F	8.45	4.35
DW	NA	NA

QUADRO XIII - DUMMY 74

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	F	DW
NORTE	10.15 (1.91)	0.41 (0.68)	0.02 (0.12)	33.28 (2.50)	0.79	8.67	1.72
CENTRO	8.64 (1.81)	0.97 (1.48)	-0.25 (-0.81)	6.16 (0.34)	0.71	5.72	1.86
LISBOA	5.12 (1.73)	1.10 (3.09)	-0.24 (-2.28)	12.69 (1.53)	0.93	32.46	2.20
SUL	-1.61 (-0.36)	2.82 (4.32)	-0.11 (-3.12)	-25.7 (-1.83)	0.83	11.60	1.86

NOTA: $x_3 = 1$ para $t = 74$

$x_3 = 0$ para $t \neq 74$

Níveis Críticos	1%	5%
t	3.50	2.365
F	8.45	4.35
DW	NA	NA

QUADRO XIV

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	R^2	F	DW
NORTE	-1.443 (-0.462)	1.127 (8.224)	0.06 (1.315)	0.89	33.92	1.317
CENTRO	4.486 (1.174)	0.762 (4.541)	0.114 (0.989)	0.72	10.44	2.005
SUL	-0.235 (-0.043)	0.951 (4.083)	0.172 (1.582)	0.69	8.94	2.426

x_1 - w_t (LISBOA)

x_2 - DENS/OENS_t (LOCAL)

QUADRO XV

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	R^2	F	DW
NORTE	6.086 (1.553)	1.124 (8.955)	-3.93 (-1.880)	0.91	40.97	1.490
CENTRO	13.933 (2.388)	0.696 (4.419)	-2.475 (-1.56)	0.76	12.74	2.032
SUL	3.753 (0.522)	0.897 (3.007)	0.417 (0.075)	0.59	5.86	2.030

$$x_1 - w_t \text{ (LISBOA)}$$

$$x_2 - \frac{\text{DENS/OENS (REGIÃO LIDER)}}{\text{DENS/OENS (REGIÃO NÃO LIDER)}}$$

QUADRO XVI - REGRESSÕES COM DENS/OENS NACIONAL

REGIÃO	b_0	b_1	b_2	R^2	F	DW
NORTE	2.5 (0.484)	1.78 (4.23)	-0.45 (-2.866)	69.11	8.95	1.584
CENTRO	7.5 (2.086)	1.18 (4.012)	-0.23 (-2.014)	67.40	8.27	1.969
LISBOA	1.17 (0.607)	1.63 (11.228)	-0.40 (-7.601)	94.09	63.65	2.134
SUL	2.01 (0.488)	1.84 (5.097)	-0.40 (-2.847)	77.47	13.75	2.619

x_1 - Δ IPC (REGIONAL)

x_2 - DENS/OENS NACIONAL