

**APLICAÇÃO DA ECONOMETRIA ESPACIAL, COM MÉTODOS “CROSS-SECTION” E EM PAINEL, NA ANÁLISE DOS EFEITOS “SPILLOVERS” NA PRODUTIVIDADE DOS SECTORES ECONÓMICOS DAS REGIÕES PORTUGUESAS**

VITOR JOÃO PEREIRA MARTINHO\*

Aplicação da Econometria Espacial, com Métodos “Cross-Section” e em Painel, na Análise dos Efeitos “Spillovers” na Produtividade dos Sectores Económicos das Regiões Portuguesas

**Resumo**

A consideração de efeitos espaciais nas análises realizadas com unidades espaciais (regiões, etc) é cada vez mais frequente e para isso, entre outros, contribuiu o trabalho de Anselin (1988). Pelo que neste estudo analisa-se, através de métodos de estimação “cross-section” e em painel, a influência dos efeitos espaciais na produtividade (produto por trabalhador) dos sectores económicos das NUTs III de Portugal Continental, considerando relação de Verdoorn. Constata-se que a produtividade está sujeita a autocorrelação positiva, sobretudo, nos serviços e na totalidade dos serviços e eventualmente na indústria. Os efeitos “spillovers” espaciais “spatial lag” e “spatial error” têm influência na relação de Verdoorn dos sectores económicos das regiões portuguesas, no período considerado (1995-1999).

---

\* Professor Adjunto da Escola Superior Agrária do Instituto Superior Politécnico de Viseu.

## 1. Introdução

A influência das localidades vizinhas (freguesias, concelhos, distritos, regiões, etc) no desenvolvimento de uma determinada localidade, através de efeitos “spillovers” espaciais, é cada vez mais tido em conta nos trabalhos que se têm realizado mais recentemente, facto que é salientado por Anselin (2002a). Anselin (1988 e 2001), Anselin and Bera (1998) referem que a inclusão de efeitos espaciais é importante sob o ponto de vista econométrico. Se os dados subjacentes desencadeiam processos que incluem uma dimensão espacial, e isso é omitido, as estimações podem conduzir a estimadores inconsistentes.

No seguimento destes trabalhos, a evolução da produtividade de uma determinada região, por exemplo, pode ser influenciada pela evolução da produtividade nas regiões vizinhas, através de externalidades espaciais. A existência, ou não, destes efeitos pode ser determinada através de um conjunto de técnicas que têm vindo a ser desenvolvidas pela econometria espacial, onde Anselin, entre outros, com diversos trabalhos, tem dado um grande contributo. Paelinck (2000) trouxe um conjunto de contributos ao nível da agregação nos modelos de econometria espacial. Anselin (2002b) considerou um número de testes de especificação baseados no método da Máxima Verosimilhança em alternativa ao proposto por Kelejian and Robinson (1995). Anselin (2002c) apresentou uma taxonomia de especificação para modelos de econometria espacial que incorporam externalidades espaciais. Anselin (2002d) reviu um número de assuntos conceptuais pertinentes relacionados com a implementação dum perspectiva espacial explícita na econometria aplicada. Baltagi et al. (2003) procurou apresentar melhorias nos testes LM (Lagrange Multiplier), de modo a torná-los mais adaptáveis à econometria espacial. Anselin et al. (1996) propuseram um teste simples de diagnóstico robusto, baseado no método OLS, para a autocorrelação espacial dos erros na presença da variável dependente desfasada espacialmente e vive-versa, aplicando o teste LM modificado desenvolvido por Bera and Yoon (1993).

Desta forma, neste trabalho procura-se testar a Lei de Verdoorn (utilizando-se como “proxy” o produto por trabalhador para a produtividade) para cada um dos

sectores económicos das regiões (NUTs III) de Portugal Continental, no período de 1995 a 1999, através das técnicas de econometria espacial ‘cross-section’ e em painel.

Para isso, este estudo é estruturado em 7 partes, na primeira efectua-se esta pequena introdução; na segunda são apresentados alguns trabalhos já desenvolvidos nas áreas da econometria espacial, nomeadamente ao nível da Lei de Verdoorn; na terceira apresentam-se algumas considerações teóricas da econometria espacial; na quarta explicam-se os modelos considerados; na quinta analisam-se os dados com base em técnicas de econometria espacial desenvolvidas para explorar dados espaciais; na sexta apresentam-se as estimações realizadas; e na sétima salientam-se as principais conclusões obtidas com a realização desta investigação.

## 2. Contributos empíricos com base nos efeitos espaciais

Diversos têm sido os trabalhos que têm efectuado estudos sobre a Lei de Verdoorn, considerando a possibilidade de existirem efeitos ‘spillovers’ espaciais.

Ao nível da análise da Lei de Verdoorn, com efeitos ‘spatial lag’ e ‘spatial error’, Bernat (1996), por exemplo, testou para as regiões dos EUA, de 1977-1990, as três leis de crescimento de Kaldor<sup>1</sup>. Os resultados obtidos por Bernat suportam claramente as duas primeiras leis de Kaldor e só marginalmente a terceira lei. Fingleton and McCombie (1998) analisaram a importância dos rendimentos crescentes à escala, através da Lei de Verdoorn, com efeitos ‘spatial lag’, em 178 regiões da União Europeia, no período de 1979-89 e concluíram sobre a existência de fortes rendimentos crescentes à escala. Fingleton (1999), com o objectivo de apresentar um modelo alternativo, entre a Tradicional e a Nova Geografia Económica, construiu, também, um modelo com a equação associada à lei de Verdoorn aumentada com o endógeno progresso tecnológico envolvendo difusão, os efeitos ‘spillovers’ e os efeitos do capital humano. Fingleton aplicou este modelo (Verdoorn) a 178 regiões da União Europeia e

---

<sup>1</sup> As leis de Kaldor referem o seguinte: i) Há uma relação forte entre a taxa de crescimento do produto interno e a taxa de crescimento do produto industrial, como tal, a indústria é o motor do crescimento económico; ii) O crescimento da produtividade na indústria é endógeno e depende do crescimento do *output* (Lei de Verdoorn); iii) Há uma relação entre a

concluiu sobre a existência de significativos rendimentos crescentes à escala, com resultados interessantes para os coeficientes das variáveis acrescentadas (variável dependente desfasada, ruralidade, urbanização e difusão das inovações tecnológicas) à equação de Verdoorn.

Para a análise da convergência da produtividade condicionada a efeitos espaciais, poucos são os trabalhos conhecidos, e nenhuns, pelo menos segundo o nosso conhecimento, quando a produtividade é desagregada para os diversos sectores económicos. Fingleton (2001), por exemplo, encontrou correlação espacial ao nível da produtividade quando, utilizando dados de 178 regiões da União Europeia, introduziu efeitos “spillovers” num modelo de crescimento endógeno. Abreu et al. (2004) investigaram a distribuição espacial das taxas de crescimento da produtividade total dos factores usando análises exploratórias dos dados espaciais e outras técnicas de econometria espacial. A amostra consiste em 73 países e cobre um período de 1960-2000. Encontraram significativa autocorrelação espacial nas taxas de crescimento da produtividade total dos factores, indicando que os valores altos e os baixos tendem a concentrar-se no espaço, formando os chamados “clusters”. Também encontram fortes indícios de autocorrelação espacial positiva nos níveis da produtividade total dos factores, que tem aumentado ao longo do período 1960-2000. Este resultado pode ser indicativo de uma tendência de “clustering” ao longo do tempo.

Existe, por outro lado, alguma variedade de trabalhos na análise da convergência condicionada do produto com efeitos espaciais. Armstrong (1995) defendeu mesmo que o suporte da hipótese de convergência entre os países europeus referidos por Barro and Sala-i-Martin foi a omissão de autocorrelação espacial na análise efectuada e o enviesamento devido à selecção das regiões europeias. Neste seguimento, Sandberg (2004), por exemplo, examinou a hipótese de convergência absoluta e condicionada, entre as províncias chinesas, durante o período de 1985-2000, e encontra indicações de ter havido convergência absoluta durante os períodos 1985-2000 e 1985-1990. Encontra, também, evidências de se ter verificado convergência condicionada durante o sub-período 1990-1995, com sinais de dependência espacial

---

taxa de crescimento do produto não industrial e a taxa de crescimento do produto industrial, pelo que, o crescimento do *output* na indústria produz externalidades e induz o crescimento da produtividade nos outros sectores económicos.

entre províncias adjacentes. Arbia et al. (2004) estudou a convergência do produto interno bruto *per capita* entre 125 regiões de 10 países europeus, de 1980 a 1995, considerando a influência dos efeitos espaciais. Concluiu que a consideração da dependência espacial melhora consideravelmente as taxas de convergência. Lundberg (2004) testou a hipótese de convergência condicionada, com efeitos espaciais, entre 1981 e 1990, e em contraste com resultados anteriores, não encontra nenhuma evidência clara a favor da hipótese de convergência condicionada. Pelo contrário, os resultados prevêem divergência condicionada entre os municípios localizados na região de Estocolmo ao longo de todo o período e para os municípios fora da região de Estocolmo durante os anos 90.

As técnicas da econometria espacial aplicam-se, também, a outras áreas além das focadas anteriormente. Longhi et al. (2004), por exemplo, analisaram o papel dos efeitos espaciais na estimação da função dos salários de 327 regiões da Alemanha Ocidental, durante o período de 1990-1997. Os resultados confirmam a presença de uma função dos salários, mas também que os efeitos espaciais têm influência. Anselin et al. (2001) analisaram a importância econômica da utilização de análises com regressões espaciais na agricultura da Argentina. Kim et al. (2001) medem o efeito da qualidade do ar na economia, através de efeitos espaciais, tomando como caso de estudo a área metropolitana de Seul. Messner et al. (2002) mostram como a aplicação de técnicas recentemente desenvolvidas para as análises espaciais, contribuem para perceber o homicídio nos condados dos EUA.

### **3. Considerações teóricas da econometria espacial, tendo em conta a relação de Verdoorn**

Verdoorn em 1949 descobriu que havia uma relação positiva importante entre o crescimento da produtividade do trabalho e o crescimento do *output*. Este autor defendeu que a causalidade vem do *output* para a produtividade, com uma elasticidade de aproximadamente 0,45 em média (em análises “cross-section”), assumindo deste modo que a produtividade do trabalho é endógena.

Kaldor (1966 e 1967) redescobriu esta Lei e na sua intenção de explicar as causas da fraca taxa de crescimento do Reino Unido, reconsiderando e investigando empiricamente a Lei de Verdoorn, constatou que há uma forte relação positiva entre o crescimento da produtividade do trabalho ( $p$ ) e o *output* ( $q$ ), de modo que,  $p=f(q)$ . Ou alternativamente, entre o crescimento do emprego ( $e$ ) e o crescimento do *output*, de modo que,  $e=f(q)$ . Isto porque, Kaldor apesar de ter estimado a relação original de Verdoorn entre o crescimento da produtividade e o crescimento do *output* industrial (para os países da OCDE), deu preferência à relação entre o crescimento do trabalho e o crescimento do *output*, para evitar efeitos “spurious” (dupla contagem, uma vez que  $p=q-e$ ). Este autor defende que uma relação estatisticamente significativa entre a taxa de crescimento do emprego ou produtividade do trabalho e a taxa de crescimento do *output*, com o coeficiente de regressão compreendido entre 0 e 1 ( $0 \leq b \leq 1$ ), pode ser a condição suficiente para a presença de economias de escala crescentes estáticas e dinâmicas. A relação entre o crescimento da produtividade do trabalho e o crescimento do *output* é mais forte na indústria, visto que, produz maioritariamente produtos comercializáveis. Esta relação espera-se que seja fraca para os outros sectores da economia (serviços e agricultura), uma vez que, os serviços produzem produtos na maioria não transaccionáveis (a procura das exportações é o principal determinante do crescimento económico, como se referiu anteriormente) e a agricultura exhibe rendimentos decrescentes à escala, uma vez que é caracterizada por restrições quer do lado da procura (procura inelástica) quer do lado da oferta (oferta desajustada e imprevista).

Bernat (1996) distinguiu duas formas de autocorrelação espacial, a forma “spatial lag” e a forma “spatial error”. A forma “spatial lag” é apresentada do seguinte modo:  $y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon$ , onde  $y$  é o vector das observações da variável endógena,  $W$  é a matriz das distâncias,  $X$  é a matriz das observações das variáveis exógenas,  $\beta$  é o vector dos coeficientes,  $\rho$  é o coeficiente espacial autorregressivo e  $\varepsilon$  é o vector dos erros. O coeficiente  $\rho$  é uma medida que explica como as observações vizinhas afectam a variável dependente. O modelo “spatial error” é expresso do seguinte modo:  $y = X\beta + \mu$ , onde a dependência espacial está considerada no termo de erro

$$\mu = \lambda W_{\mu} + \xi .$$

Fingleton and McCombie (1998) para resolverem problemas de autocorrelação espacial, consideraram uma variável espacial que captasse os “spillovers” entre regiões, ou seja, que determinasse os efeitos na produtividade de uma determinada região  $i$ , das produtividades de outras regiões  $j$  que a rodeiam, em função da distância entre  $i$  e  $j$ . O modelo considerado foi o seguinte:

$$p = b_0 + b_1 q + b_2 slp + u , \text{ equação de Verdoorn com a produtividade (1)}$$

desfasada espacialmente

onde as variáveis  $p$  é o crescimento da produtividade,  $q$  é o crescimento do output,

$$slp = \sum_j W_{ij} p_j \quad (\text{variável produtividade desfasada espacialmente}),$$

$$W_{ij} = W_{ij}^* / \sum_j W_{ij}^* \quad (\text{matriz de distâncias}), \quad W_{ij}^* = 1 / d_{ij}^2 \quad (\text{se } d_{ij} \leq 250Km),$$

$W_{ij}^* = 0$  (se  $d_{ij} > 250Km$ ),  $d_{ij}$  é a distância entre as regiões  $i$  e  $j$  e  $u$  é o termo de erro.

Fingleton (1999), desenvolveu um modelo alternativo, cuja equação final é a seguinte:

$$p = \rho p_0 + b_0 + b_1 R + b_2 U + b_3 G + b_4 q + \xi , \text{ equação de Verdoorn aumentada (2)}$$

por Fingleton

onde  $p$  é o crescimento da produtividade intra-regional,  $p_0$  é o crescimento da produtividade extra-regional (com o significado igual ao da variável  $slp$  do modelo anterior),  $R$  representa a ruralidade,  $U$  representa os níveis de urbanização e  $G$  representa a difusão das inovações tecnológicas. Os níveis de ruralidade e de

urbanização, simbolizados pelas variáveis R e U, pretendem representar de forma indirecta o *stock* de capital humano.

Uma potencial fonte de erros de especificação nos modelos de econometria espacial vem da heterogeneidade espacial (Lundberg, 2004). Há tipicamente dois aspectos relacionados com a heterogeneidade espacial, a instabilidade estrutural e a heterocedasticidade. A instabilidade estrutural tem a ver com o facto de os parâmetros estimados não serem constantes entre as regiões. A heterocedasticidade tem a ver com erros de especificação que levam variâncias não constantes no termo de erro. Para evitar este tipo de erros de especificação e para testar a existência das componentes “spatial lag” e “spatial error” nos modelos, os resultados são geralmente complementados com testes de especificação. Um destes testes é o teste Jarque-Bera que testa a estabilidade dos parâmetros. Os testes Breuch-Pagan e Koenker-Bassett, por seu lado, testam a heterocedasticidade. O segundo teste é o mais apropriado quando a normalidade é rejeitada pelo teste Jarque-Bera. O teste para indagar sobre a existência das componentes “spatial lag” e “spatial error” nos modelos é efectuado com dois testes robustos de Lagrange Multiplier ( $LM_E$  para “spatial error” e  $LM_L$  para “spatial lag”). Em resumo, o  $LM_E$  testa a hipótese nula de não correlação espacial contra a alternativa do modelo “spatial error” (“lag”) e o  $LM_L$  testa a hipótese nula de não correlação espacial contra a alternativa do modelo “spatial lag” ser a especificação correcta.

Seguindo as recomendações de Florax et al. (2003) e usando a chamada estratégia de especificação clássica, os procedimentos, na realização de estimações com efeitos espaciais, devem ser efectuados em seis passos: 1) Estimar o modelo inicial usando OLS; 2) Testar a hipótese de não dependência espacial devido à omissão de variáveis desfasadas espacialmente ou erros espacialmente autoregressivos, usando os testes robustos  $LM_E$  e  $LM_L$ ; 3) Se nenhum destes testes tem significância estatística, optar pelo modelo OLS estimado, senão avançar para o passo seguinte; 4) Se ambos os testes têm significância, optar pela especificação “spatial lag” ou “spatial error” cujo teste tem maior significância, senão seguir para 5; 5) Se  $LM_L$  é significativa enquanto  $LM_E$  não é, usar a especificação “spatial lag”; 6) Se  $LM_E$  é significativa enquanto  $LM_L$  não é, usar a especificação “spatial error”.



Um teste usualmente utilizado para indicar a possibilidade de autocorrelação espacial global é o teste de Moran's  $I^2$ .

A estatística de Moran's I é definida como:

$$I = \frac{n}{S} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - u)(x_j - u)}{\sum_i (x_i - u)^2}, \text{ teste de autocorrelação global de}$$

Moran's I (3)

onde  $n$  é o número de observações e  $x_i$  e  $x_j$  são as observadas taxas de crescimento nas localidades  $i$  e  $j$  (com média  $u$ ).  $S$  é um escalar constante dado pela soma de todas as distâncias:  $S = \sum_i \sum_j w_{ij}$ .

Quando a normalização dos pesos nas linhas da matriz das distâncias é efectuada, o que é preferível (Anselin, 1995),  $S$  iguala  $n$ , uma vez que os pesos de cada linha somados devem ser iguais à unidade, e o teste estatístico é comparado com a sua média teórica,  $I = -1/(n-1)$ . Então  $I \rightarrow 0$ , quando  $n \rightarrow \infty$ . A hipótese nula  $H_0: I = -1/(n-1)$  é testada contra a hipótese alternativa  $H_A: I \neq -1/(n-1)$ . Quando  $H_0$  é rejeitada e  $I > -1/(n-1)$  verifica-se a existência de autocorrelação espacial positiva. Isto é, os valores altos e os valores baixos estão mais espacialmente "clustered" do que se poderia assumir puramente por acaso. Se  $H_0$  é novamente rejeitada, mas  $I < -1/(n-1)$  isto indica autocorrelação espacial negativa.

O teste de autocorrelação local de Moran's I investiga se os valores vindos do teste de autocorrelação global são significantes ou não:

$$I_i = \frac{x_i}{\sum_i x_i^2} \sum_j w_{ij} x_j, \text{ teste de autocorrelação local de Moran's I (4)}$$

onde as variáveis significam o mesmo já referido antes para o teste de autocorrelação

---

<sup>2</sup> Um teste semelhante mas menos conhecido é o teste Geary's C (Sandberg, 2004).

global de Moran's I.

#### 4. Modelo de Verdoorn com efeitos espaciais

Tendo em conta as considerações teóricas anteriores, apresenta-se de seguida o modelo utilizado para analisar a Lei de Verdoorn com efeitos espaciais, a nível sectorial e regional, em Portugal continental.

Desta forma, para analisar a Lei de Verdoorn nos sectores económicos das regiões portuguesas utiliza-se o seguinte modelo:

$$p_{it} = \rho W_{ijp} + \gamma q_{it} + \varepsilon_{it}, \text{ equação de Verdoorn com efeitos espaciais} \quad (5)$$

onde  $p$  são as taxa de crescimento da produtividade sectorial entre as diversas regiões,  $W$  é a matriz das distâncias,  $q$  é a taxa de crescimento do *output*,  $\gamma$  é coeficiente de Verdoorn que mede as economias à escala crescentes (que se espera com valores entre 0 e 1),  $\rho$  é o coeficiente espacial autorregressivo (da componente "spatial lag") e  $\varepsilon$  é o termo de erro (da componente "spatial error", sendo,  $\varepsilon = \lambda W_{\varepsilon} + \xi$ ). Os índices  $i, j$  e  $t$ , representam as regiões em estudo, as regiões vizinhas e o período de tempo, respectivamente.

#### 5. Análise dos dados

Para a análise dos dados, obtidos no Instituto Nacional de Estatística, e para a realização das estimações utilizar-se-ão neste trabalho os *softwares* GeoDa e RATS. O *software* RATS será unicamente utilizado para se efectuarem as estimações em painel, uma vez que, o GeoDa só efectua estimações "cross-section". O GeoDa<sup>3</sup> é um *software* recente com um *design* que consiste num ambiente interactivo que combina mapas com

gráficos estatísticos, usando tecnologia dinamicamente relacionada com o *windows* (Anselin, 2003a). Em termos gerais, a funcionalidade pode ser classificada em seis categorias: 1) Manipulação de dados espaciais; 2) Transformação de dados; 3) Manipulação de mapas; 4) Construção de gráficos estatísticos; 5) Análise da autocorrelação espacial; 6) Realização de regressões espaciais. Todas as instruções para a utilização do GeoDa são apresentadas em Anselin (2003b), com algumas melhorias expostas em Anselin (2004).

Em face do exposto proceder-se-á de seguida à análise dos dados procurando identificar a existência da relação de Verdoorn, com recurso a gráficos e de autocorrelação espacial, com recurso a “Moran Scatterplot” para a autocorrelação espacial global, a “LISA Maps” para a autocorrelação espacial local e a gráficos. Nesta análise dos dados e nas estimações que irão ser realizadas na parte seis deste de trabalho, a variável dependente da equação utilizada para testar a Lei de Verdoorn é apresentada em taxas de crescimento médias para o período considerado para a análise “cross-section” e desagregada temporalmente e espacialmente para a análise em painel.

### 5.1. Análise dos dados “cross-section”

Os quatro “Scatterplot” apresentados a seguir permitem analisar a partir dos dados a relação de Verdoorn, para cada um dos sectores económicos das NUTs III portuguesas, com valores médios do período de 1995 a 1999.

---

<sup>3</sup> Disponível gratuitamente em <http://sal.agecon.uiuc.edu/>.

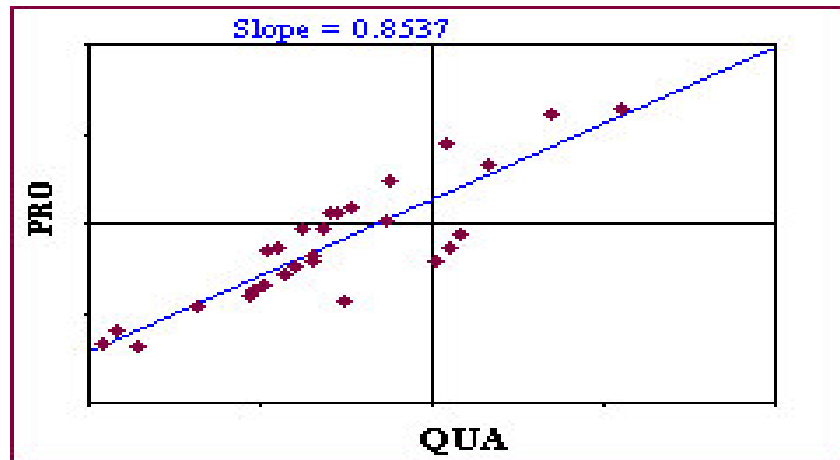


Figura 1: 'Scatterplot' da relação de Verdoorn para a agricultura (28 regiões).

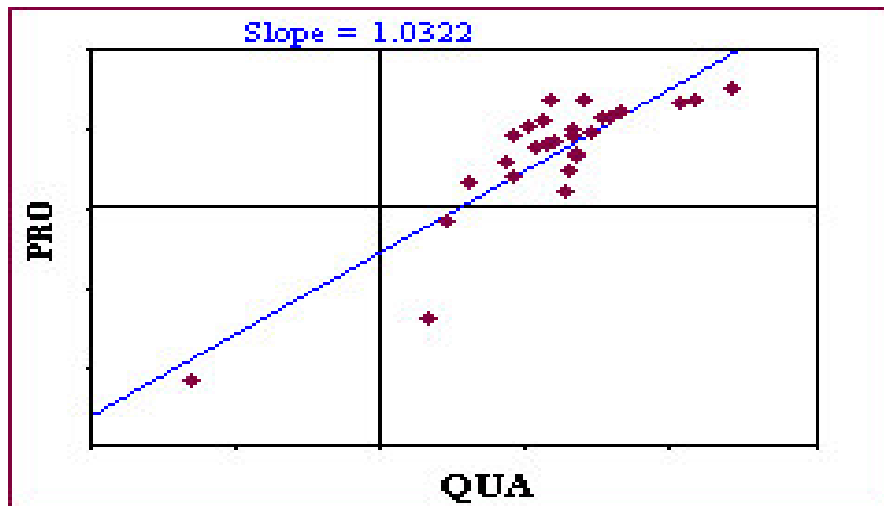


Figura 2: 'Scatterplot' da relação de Verdoorn para a indústria (28 regiões).

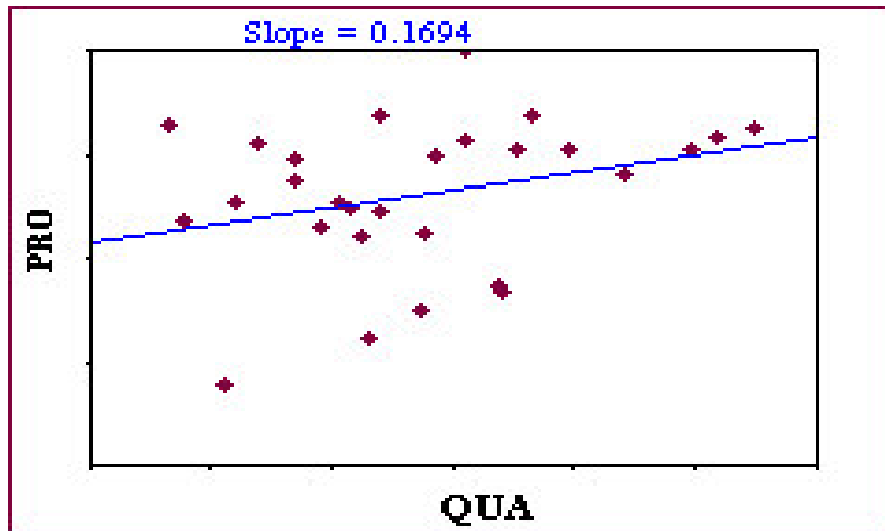


Figura 3: 'Scatterplot' da relação de Verdoorn para os serviços (28 regiões).

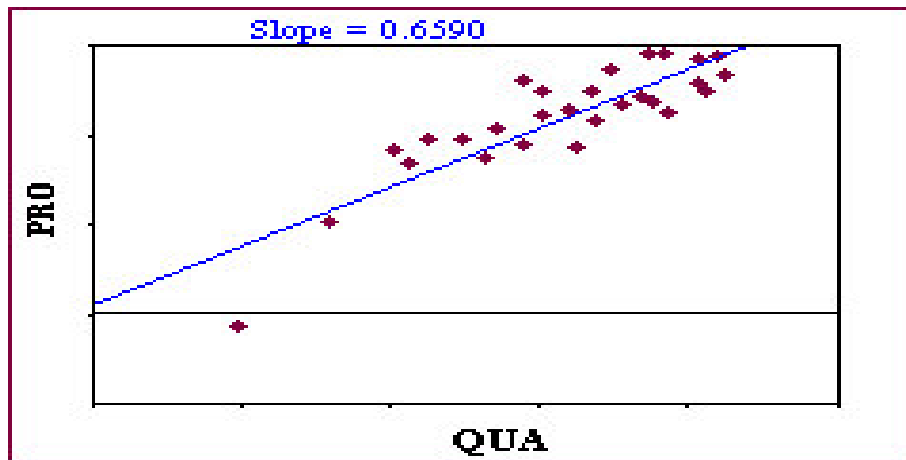


Figura 4: 'Scatterplot' da relação de Verdoorn para as totalidades dos sectores (28 regiões).

Pela análise das quatro figuras anteriores constata-se o defendido por Kaldor, ou seja, a relação de Verdoorn é mais forte na indústria e mais fraca nos outros sectores económicos. Embora a agricultura seja aqui uma excepção, eventualmente, pela reestruturação que tem vinda a sofrer depois da entrada de Portugal na CEE, com a consequente diminuição da população activa neste sector.

Os quatro “Moran Scatterplot” que são apresentados a seguir, relativos à variável dependente (taxas de crescimento médias da produtividade, no período de 1995 a 1999) construída para a equação da Lei de Verdoorn, mostram os valores da estatística Moran’s I para cada um dos sectores económicos e para a totalidade dos sectores das 28 NUTs III de Portugal Continental, de 1995 a 1999. A matriz  $W_{ij}$  utilizada é uma matriz de distâncias entre as regiões para um limite máximo de 97 Km. Esta distância foi a que nos pareceu mais adequada à realidade das NUTs III portuguesas, dados os diversos valores de Moran’s I obtidos após várias tentativas com diferentes distâncias limite. Por exemplo, para os serviços que como vamos ver é o sector onde o Moran’s I tem um valor positivo (sinal de autocorrelação espacial), este valor passa a ser negativo quando as distâncias são significativamente superiores a 97 Km, sinal de que deixa de haver autocorrelação espacial. Por outro lado, a conectividade da matriz das distâncias é mais fraca para distâncias limite superiores a 97 Km. De qualquer forma, a escolha da melhor distância limite para a construção destas matrizes é sempre complexa.

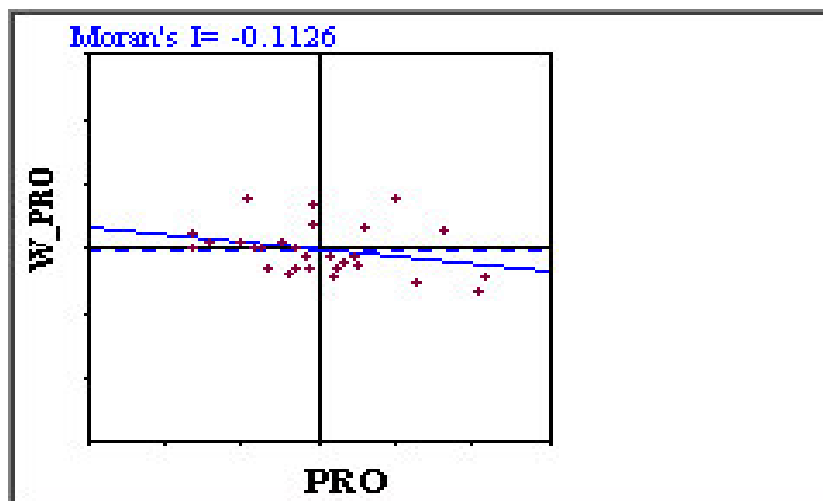


Figura 5:  
Moran Scatterplot da produtividade para a

agricultura (28 regiões).

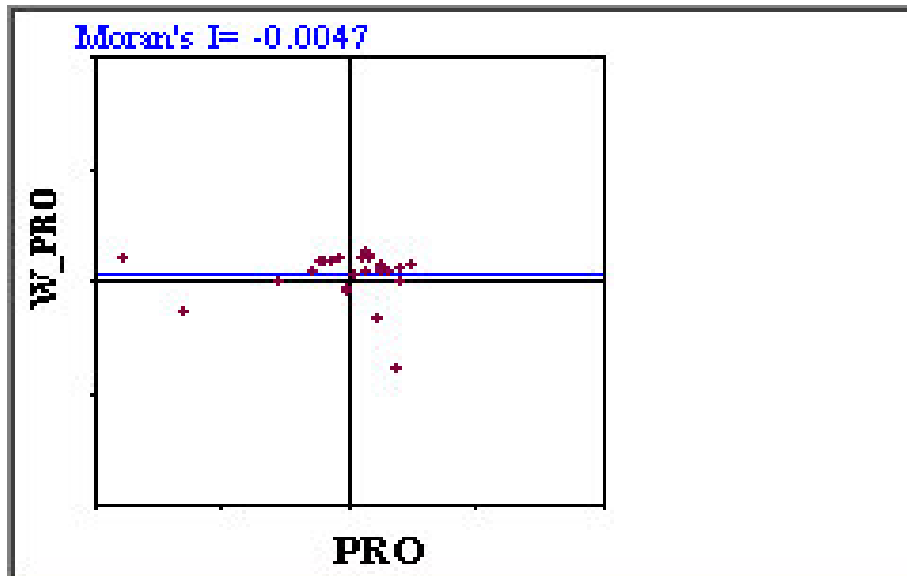


Figura 6: Moran Scatterplot da produtividade para a indústria (28 regiões).

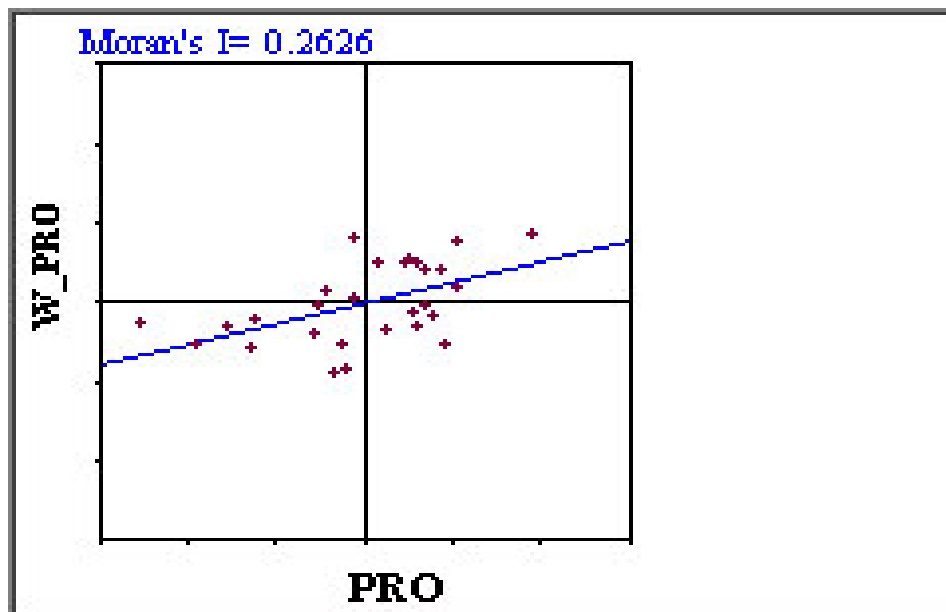


Figura 7: Moran Scatterplot da produtividade para os serviços (28 regiões).

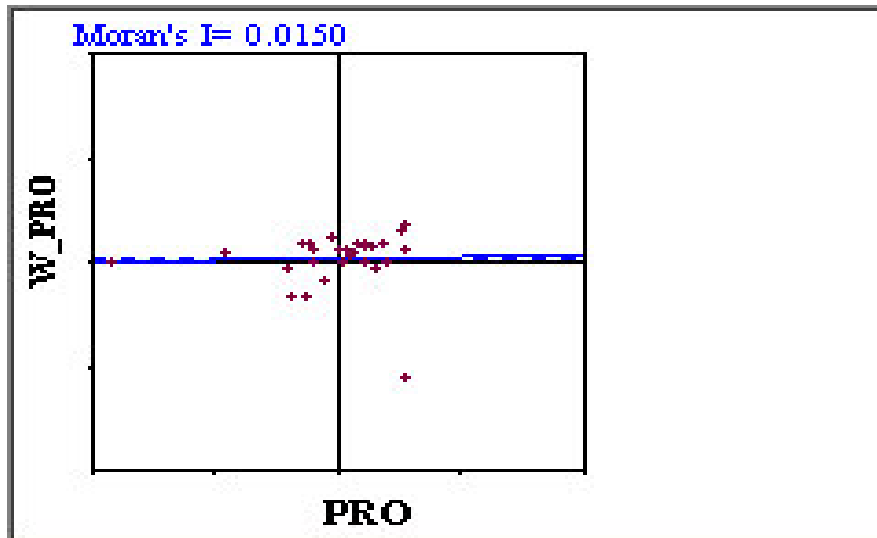


Figura 8: Moran Scatterplot da produtividade para a totalidade dos sectores (28 regiões).

Pela análise dos ‘Moran Scatterplot’ verifica-se que só nos serviços é que se identifica a existência de autocorrelação espacial global na produtividade e que há pequenos indícios de a mesma existir na totalidade dos sectores, uma vez que o valor Moran’s I é positivo.

A seguir analisa-se a existência de autocorrelação espacial local com quatro ‘LISA Maps’, investigando sobre a autocorrelação espacial e a sua significância localmente (por NUTs III). As NUTs III com valores ‘high-high’ e ‘low-low’, correspondem a regiões com autocorrelação espacial positiva e com significância estatística, ou seja, são regiões ‘clusters’ onde os valores altos (‘high-high’) ou baixos (‘low-low’) das duas variáveis (variável dependente e variável dependente desfasada) estão correlacionados espacialmente dada a existência de efeitos ‘spillovers’. As regiões com valores ‘high-low’ e ‘low-high’ são ‘outliers’ com autocorrelação espacial negativa.



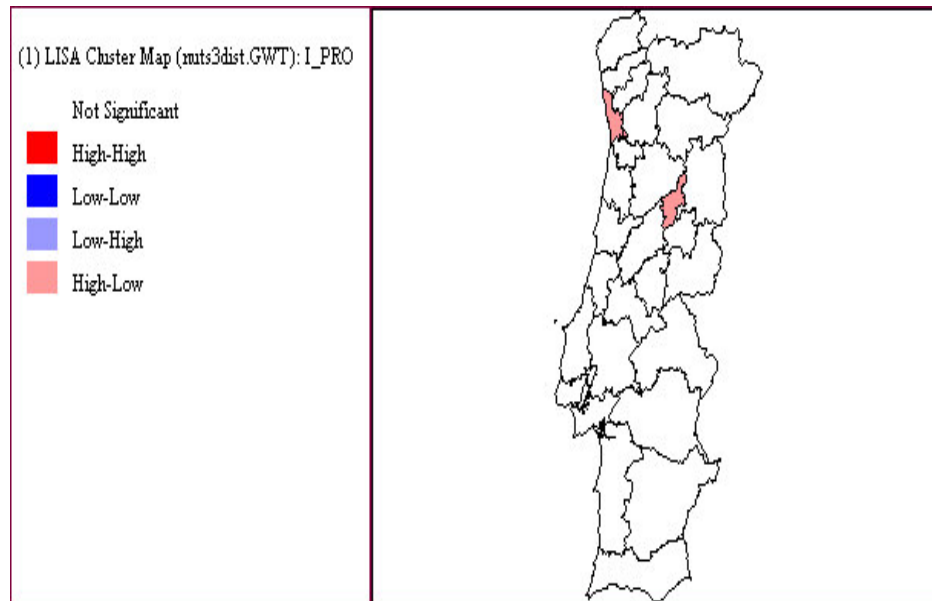


Figura 9: ‘LISA Cluster Map’ para a produtividade na agricultura.

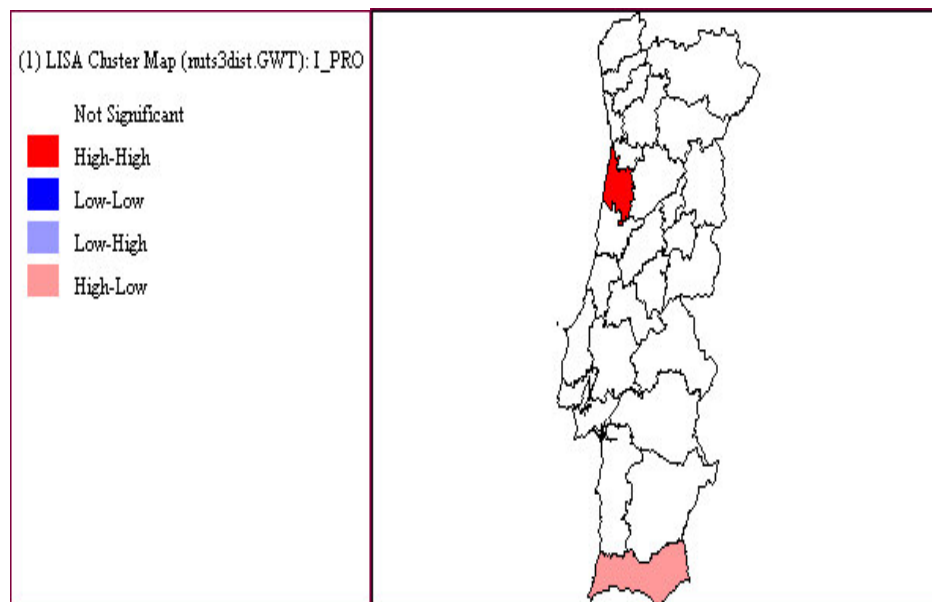


Figura 10: ‘LISA Cluster Map’ para a produtividade na indústria.

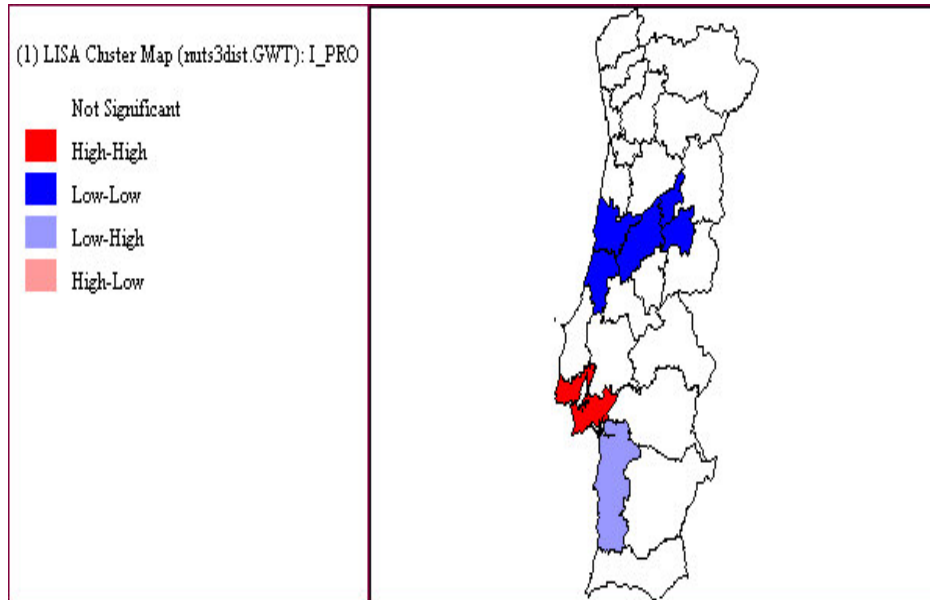


Figura 11: ‘LISA Cluster Map’ para a produtividade nos serviços.

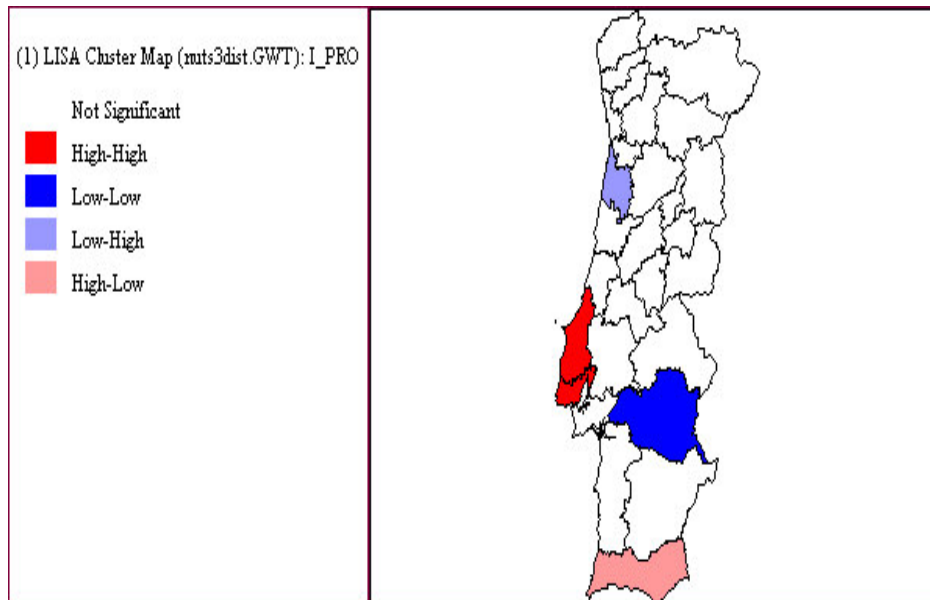


Figura 12: ‘LISA Cluster Map’ para a produtividade na totalidade dos sectores.

Analisando os ‘LISA Cluster Maps’ anteriores confirma-se o verificado para os ‘Moran Scatterplots’, ou seja, só nos serviços com valores altos na região à volta da Grande Lisboa e com valores baixos na região Centro é que há autocorrelação espacial positiva. Também nestas figuras se notam alguns sinais de autocorrelação espacial positiva para a totalidade dos sectores, nomeadamente, com valores altos na região à volta da Grande Lisboa e com valores baixos no Alentejo Central. De salientar o facto de a indústria apresentar sinais de autocorrelação positiva com valores altos na NUT III Baixo Vouga da região Centro.

## 5.2. Análise dos dados em painel

Nas análises que irão ser efectuadas com dados em painel, considerou-se na equação de Verdoorn, além das novas variáveis espaciais já antes referidas, a variável distância de cada uma das NUTs III ao centro económico de Portugal Continental que fica sempre na NUT II Lisboa e Vale do Tejo, em todos os anos do período considerado (1995-1999). Esta variável foi calculada com a ajuda do GeoDa anualmente, somando os centros geográficos de todas as NUTs III de Portugal Continental, ponderados pelo rendimento da respectiva região, tendo em conta procedimentos de Hanson (1998). Esta variável não foi considerada nas estimações ‘cross-section’, porque tanto nestas análises como nas análises em painel não tem significância estatística nem qualquer influência na melhoria da relação de Verdoorn, na maior parte dos casos. É considerada neste sub-ponto, para ser utilizada como variável instrumental nas estimações realizadas no ponto seis.

Na análise dos dados em painel proceder-se-á à pesquisa da relação de Verdoorn e da autocorrelação espacial com recurso a gráficos, tendo sido as variáveis das componentes ‘spatial lag’ e ‘spatial error’ construídas anualmente a partir do GeoDa. Nos gráficos seguintes a variável WP é a variável dependente desfasada espacialmente da componente ‘spatial lag’, a variável WE são os erros desfasados

especialmente da componente ‘spatial error’ e a variável D é a distância ao centro económico nacional.

Os quatro gráficos seguintes evidenciam a relação de Verdoorn para os diversos sectores económicos, com os dados desagregados espacialmente para as 28 NUTs III nacionais e temporalmente de 1995 a 1999.

Gráfico 1: Análise da relação de Verdoorn para a agricultura ( $r=0,958$ ).

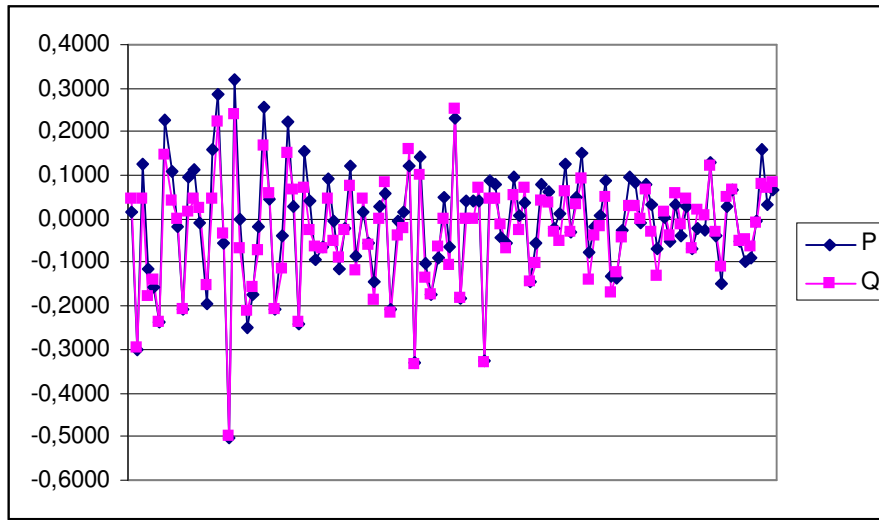


Gráfico 2: Análise da relação de Verdoorn para a indústria ( $r=0,850$ ).

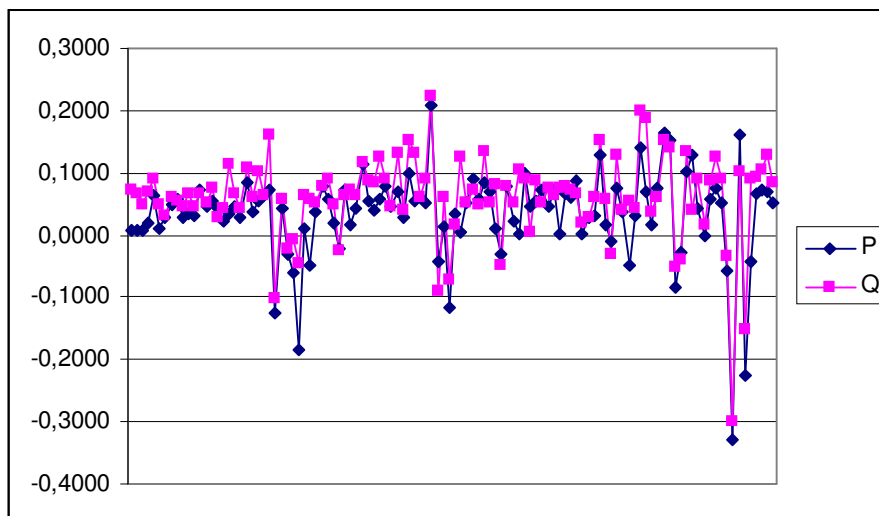
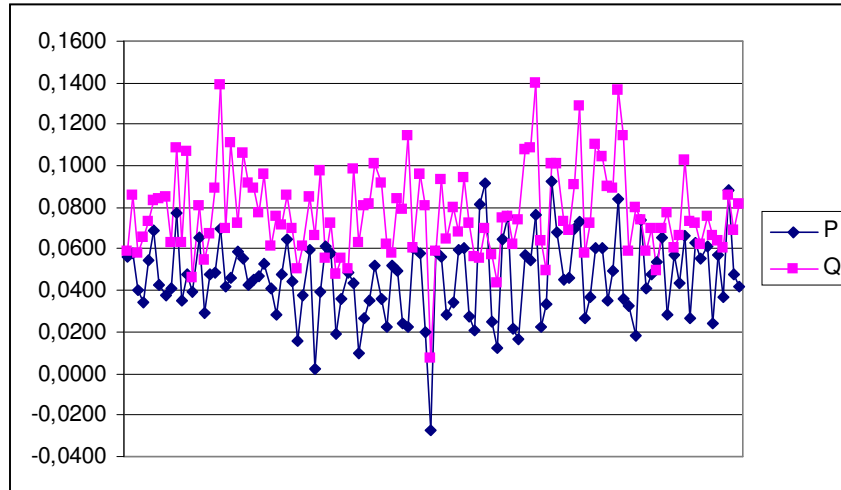
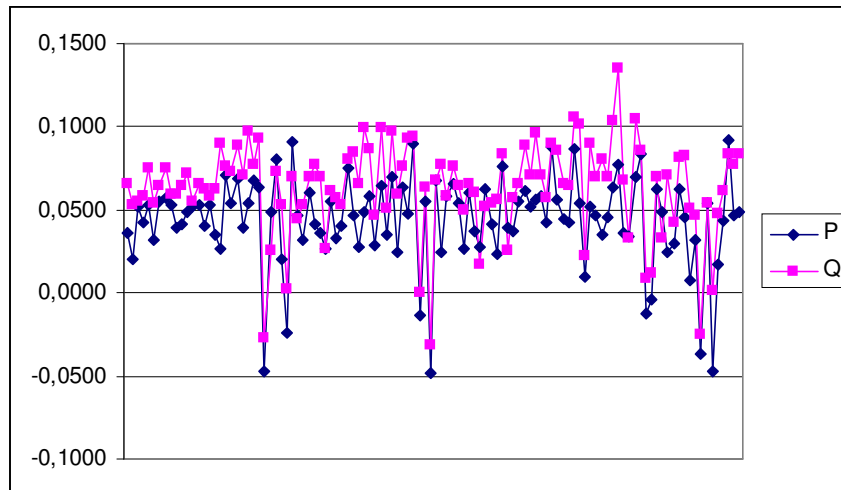


Gráfico 3: Análise da relação de Verdoorn para os serviços ( $r=0,481$ ).Gráfico 4: Análise da relação de Verdoorn para a totalidade dos sectores ( $r=0,814$ ).

Novamente se constata que a indústria evidencia uma relação de Verdoorn forte e a seguir apresenta evidências inesperadas.

Seguidamente apresentam-se os gráficos para a análise da componente ‘spatial lag’, ou seja, da relação entre a variável dependente e a variável dependente desfasada.

Gráfico 5: Análise da autocorrelação espacial na componente ‘spatial lag’, para a agricultura ( $r=0,616$ ).

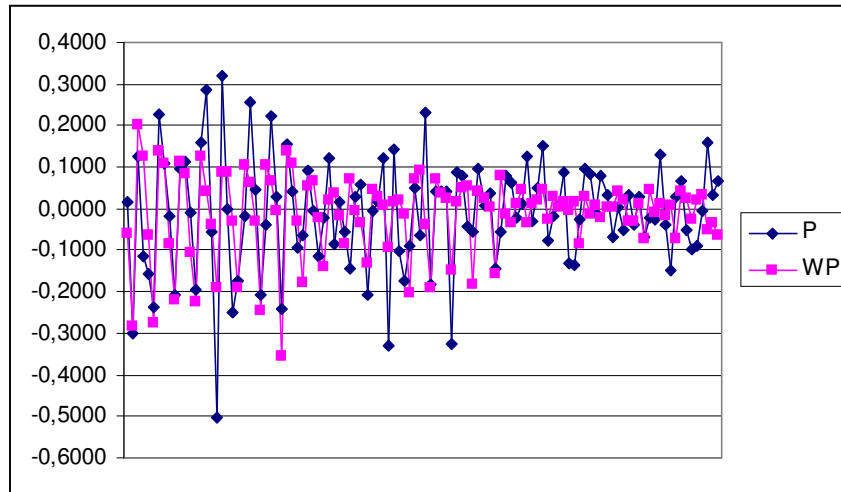


Gráfico 6: Análise da autocorrelação espacial na componente ‘spatial lag’, para a indústria ( $r=0,204$ ).

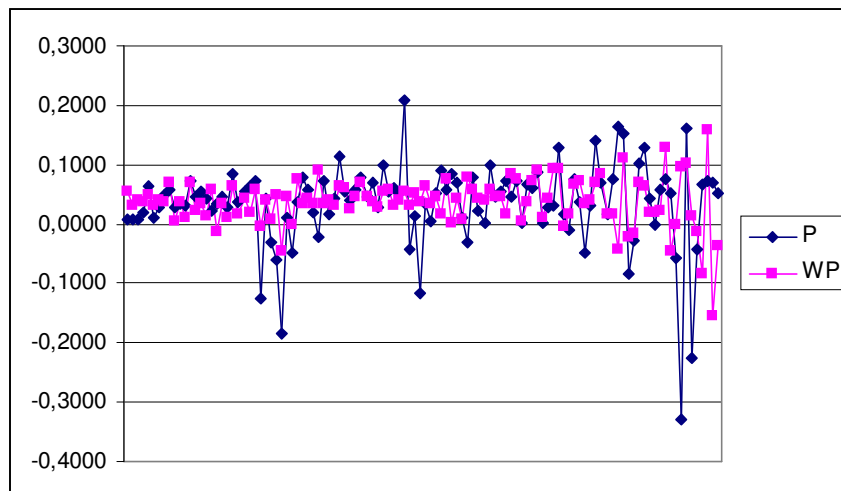


Gráfico 7: Análise da autocorrelação espacial na componente ‘spatial lag’, para os serviços ( $r=0,702$ ).

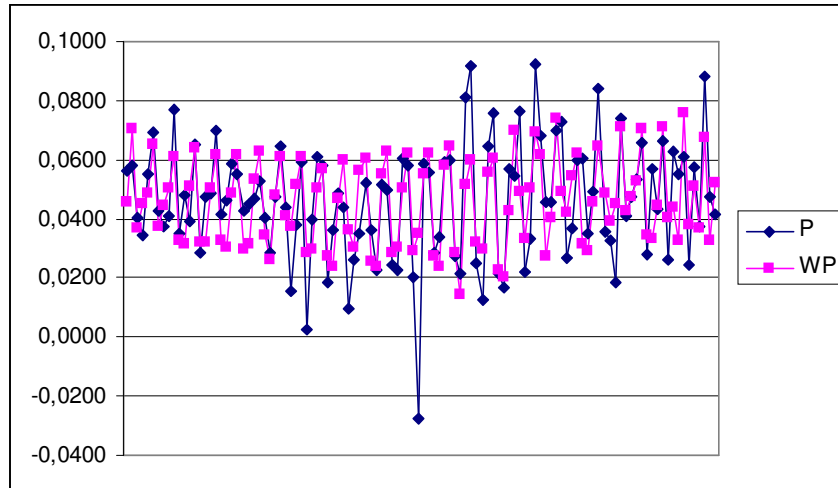
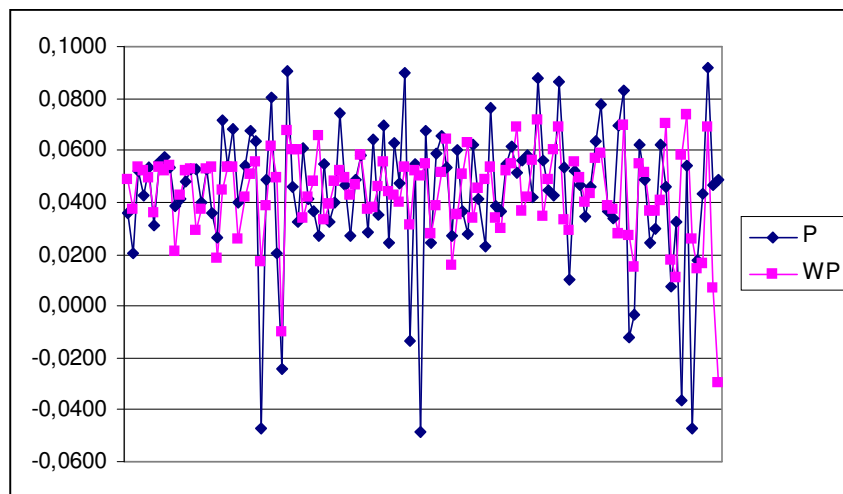


Gráfico 8: Análise da autocorrelação espacial na componente ‘spatial lag’, para a totalidade dos sectores ( $r=0,442$ ).



Também nesta análise com dados em painel se verifica o constatado anteriormente na análise “cross-section”, ou seja, a autocorrelação espacial para a componente “spatial lag” é maior nos serviços.

Relativamente à análise da autocorrelação espacial na componente “spatial error”, ou seja, a relação entre a variável dependente e os erros desfasados espacialmente, optou-se por não apresentar os gráficos, pelo facto de os valores de correlação linear serem muito semelhantes para os diversos sectores económicos e muito baixos, e por uma questão de controlo do número de páginas deste trabalho. O mesmo se verifica para a variável distância.

## **6. Evidências empíricas para a Lei de Verdoorn, considerando a possibilidade de existirem efeitos espaciais**

Seguidamente apresentar-se-ão evidências empíricas da relação de Verdoorn para cada um dos sectores económicos das NUTs III portuguesas, de 1995-1999, baseadas em estimações “cross-section” e em painel. As estimações “cross-section” foram efectuadas com o método do Mínimos Quadrados (OLS) e da Máxima Verosimilhança (ML) e as estimações em painel foram realizadas com o método dos Mínimos Quadrados (OLS), em Diferenças, com Variáveis “Dummies” (LSDV), com efeitos aleatórios (GLS), com momentos generalizados (GMM) e da Máxima Verosimilhança (ML).

### **6.1. Evidências empíricas “cross-section”**

Nesta parte do trabalho seguir-se-ão os procedimentos de especificação de Florax et al. (2003) e como tal analisar-se-á primeiro, através de estimações OLS, a pertinência de se proceder a estimações de modelos com componentes “spatial lag” ou “spatial error” com recurso a testes de especificação LM.

Os resultados relativos às estimações OLS da equação de Verdoorn com testes de especificação espacial são os apresentados a seguir no Quadro 1. Nas colunas relativas a testes são unicamente apresentados os valores dos testes.



**Quadro 1: Resultados das estimações OLS para a equação de Verdoorn com testes de especificação espacial**

	Con.	Coef.	JB	BP	KB	M'I	LM <sub>i</sub>	LMR <sub>i</sub>	LM <sub>e</sub>	LMR <sub>e</sub>	R <sup>2</sup>	N.O.
Agricultura	0.013* (3.042)	0.854* (9.279)	1.978	5.153*	5.452*	3.934*	0.416	7.111*	8.774*	15.469*	0.759	28
Indústria	-0.029* (-3.675)	1.032* (9.250)	3.380	2.511	1.532	-0.026	1.122	2.317	0.109	1.304	0.758	28
Serviços	0.033* (3.971)	0.169 (1.601)	1.391	1.638	1.697	2.613*	4.749*	1.987	3.607*	0.846	0.055	28
Total dos sectores	0.002 (0.411)	0.659* (8.874)	1.585	5.174*	4.027*	0.724	0.008	0.087	0.069	0.149	0.742	28

Nota: Con., constante; Coef., coeficiente; JB, teste Jarque-Bera; BP, teste Breusch-Pagan; KB, teste Koenker-Bassett; M'I, Moran's I; LM<sub>i</sub>, teste LM para a componente "spatial lag"; LMR<sub>i</sub>, teste LM robusto para a componente "spatial lag"; LM<sub>e</sub>, teste LM para a componente "spatial error"; LMR<sub>e</sub>, teste LM robusto para a componente "spatial error"; R<sup>2</sup>, r quadrado ajustado; N.O., número de observações; \*, estatisticamente significativo para 5%.

Confirma-se a existência de rendimentos à escala crescentes na agricultura e na totalidade dos sectores. A indústria apesar de o coeficiente de Verdoorn ter significância estatística é exageradamente alto, embora seja próximo da unidade, o que pode ser indicativo de se verificarem também rendimentos crescentes à escala neste sector. Os serviços como previa Kaldor (1966) estão sujeitos a rendimentos constantes à escala. De assinalar a existência de heterocedasticidade na agricultura e na totalidade dos sectores, infracção que não pode ser corrigida com o GeoDa. Relativamente à autocorrelação espacial o valor de Moran's só tem significância estatística na agricultura e nos serviços. Segundo os procedimentos de Florax et al. (2003) a equação deve ser estimada com a componente "spatial error" para a agricultura e com a componente "spatial lag" para os serviços (embora neste sector nenhum dos testes LM robustos tenha significância estatística).

Os resultados das estimações ML, com efeitos espaciais, para a agricultura e para os serviços são apresentados no Quadro 2.

**Quadro 2: Resultados das estimações ML para a equação de Verdoorn com efeitos espaciais**

	Constante	Coefficiente	Coefficiente <sup>(S)</sup>	Breusch-Pagan	R <sup>2</sup>	N.Observações
<b>Agricultura</b>	0.016* (1.961)	0.988* (14.291)	0.698* (4.665)	4.246*	0.852	28
<b>Serviços</b>	0.011 (0.945)	0.134 (1.464)	0.545* (2.755)	3.050**	0.269	28

Nota: Coeficiente<sup>(S)</sup>, coeficiente espacial do modelo “spatial error” para a agricultura e do modelo “spatial lag” para os serviços; \*, estatisticamente significativo para 5%; \*\*, estatisticamente significativo para 10%.

Só na agricultura é que o coeficiente de Verdoorn melhora com a consideração de efeitos espaciais.

## 6.2. Evidências empíricas em painel

Os quatro quadros seguintes mostram as evidências empíricas, para cada um dos sectores, da relação de Verdoorn aumentada com efeitos espaciais “spatial lag” e “spatial error”, com dados em painel. No método de estimação com variáveis “dummies” optou-se por não apresentar o valor destas variáveis por não apresentarem significância estatística, ou por quando apresentam terem valores semelhantes.

**Quadro 3: Resultados das estimações da relação de Verdoorn aumentada com efeitos espaciais, com dados em painel, para a agricultura**

	Cons.	Coef.1	Coef.2	Coef.3	Coef.4	DW	R <sup>2</sup>	G.L.
<b>OLS</b>	0.037* (4.300)	1.015* (54.114)	0.088* (3.721)	0.927* (6.721)	0.012 (0.320)	2.021	0.981	78
<b>Diferenças</b>		1.003* (53.197)	0.072* (2.918)	0.771* (4.538)	1.372* (5.112)	2.619	0.984	80
<b>LSDV</b>		1.011* (47.630)	0.073* (2.517)	0.536* (3.903)	1.544* (8.986)	2.293	0.982	80
<b>GLS</b>	0.037* (4.361)	1.015* (54.062)	0.085* (3.565)	0.939* (6.785)	0.010 (0.262)	2.012	0.981	78
<b>GMM***</b>	0.060 (1.615)	1.022* (10.144)	-0.004 (-0.015)	1.578** (1.669)	-0.096 (-0.640)	1.825	0.957	51
<b>ML</b>	-0.012 (-0.693)	1.023* (8.641)	0.836* (5.892)	1.723* (2.467)	-0.054 (-0.814)			

Nota: As siglas apresentadas na primeira coluna dizem respeito aos diversos métodos de estimação já antes referenciados; Cons., parte constante; Coef.1, coeficiente de Verdoorn; Coef.2, coeficiente da componente ‘spatial lag’; Coef.3, coeficiente da componente ‘spatial error’; Coef.4, coeficiente da variável distância; DW, Durbin Watson; R<sup>2</sup>, R quadrado ajustado; G.L., graus de liberdade; \*, estatisticamente significativo para 5%; \*\*, estatisticamente significativo para 10%; \*\*\*, utilizadas as variáveis produtividade e output, desfasadas, como variáveis instrumentais.

Tal como se tinha verificado nas estimações ‘cross-section’ anteriores, o coeficiente de Verdoorn na agricultura apresenta um valor demasiado alto que nestas estimações em painel ultrapassa mesmo a unidade, indício de ser um sector não sujeito a rendimentos crescentes à escala. Relativamente às variáveis das componentes ‘spatial lag’ e ‘spatial error’ constata-se novamente que a componente ‘spatial error’ tem um efeito mais forte neste sector, uma vez que apresenta significâncias estatísticas mais fortes que a componente ‘spatial lag’ em praticamente todos os métodos de estimação. A variável distância só apresenta significância estatística nos métodos de efeitos fixos com diferenças e com variáveis ‘dummies’, sinal de ser uma variável pouco importante para a relação de Verdoorn na agricultura portuguesa de 1995 a 1999.

**Quadro 4: Resultados das estimações da relação de Verdoorn aumentada com efeitos espaciais, com dados em painel, para a indústria**

	Cons.	Coef.1	Coef.2	Coef.3	Coef.4	DW	R <sup>2</sup>	G.L.
<b>OLS</b>	-0.019** (-1.986)	0.869* (16.558)	0.246* (2.352)	-0.177 (-0.617)	-0.041 (-1.212)	2.107	0.743	107
<b>Diferenças</b>		0.876* (13.567)	0.417* (2.753)	-0.643 (-1.471)	0.340 (0.636)	2.913	0.736	80
<b>LSDV</b>		0.615* (5.675)	0.599* (3.330)	-0.440 (-1.052)	0.318 (0.834)	2.060	0.790	51
<b>GLS</b>	-0.019** (-1.843)	0.860* (16.482)	0.254* (2.453)	-0.190 (-0.673)	-0.041 (-1.093)	2.209	0.741	107
<b>GMM***</b>	0.044 (1.149)	0.415* (2.009)	-0.872 (-0.588)	1.315 (0.332)	-0.125 (-1.189)	1.114	0.106	51
<b>ML</b>	0.034* (3.452)	0.739* (6.806)	0.616* (3.448)	1.307* (2.017)	0.112* (2.680)			

Nota: As siglas apresentadas na primeira coluna dizem respeito aos diversos métodos de estimação já antes referenciados; Cons., parte constante; Coef.1, coeficiente de Verdoorn; Coef.2, coeficiente da componente ‘spatial lag’; Coef.3, coeficiente da componente ‘spatial error’; Coef.4, coeficiente da variável distância; DW, Durbin Watson; R<sup>2</sup>, R quadrado ajustado; G.L., graus de liberdade; \*, estatisticamente significativo para 5%; \*\*, estatisticamente significativo para 10%; \*\*\*, utilizadas as variáveis produtividade e output, desfasadas, como variáveis instrumentais.

Confirmando o referido por Kaldor a indústria portuguesa apresenta sinais de fortes rendimentos à escala crescentes, com valores mais aceitáveis que nas estimações ‘cross-section’. Ao contrário das estimações ‘cross-section’ confirma-se a importância, sobretudo, dos efeitos da componente ‘spatial lag’ na relação de Verdoorn para a indústria.

**Quadro 5: Resultados das estimações da relação de Verdoorn aumentada com efeitos espaciais, com dados em painel, para os serviços**

	Cons.	Coef.1	Coef.2	Coef.3	Coef.4	DW	R <sup>2</sup>	G.L.
<b>OLS</b>	-0.012** (-1.814)	0.254* (3.971)	0.840* (8.139)	-0.076 (-0.339)	-0.001 (-0.071)	1.830	0.563	107
<b>Diferenças</b>		0.409* (5.037)	0.585* (4.867)	0.141 (0.511)	-0.295 (-1.707)	2.496	0.625	80
<b>LSDV</b>		0.413* (4.932)	0.535* (3.874)	-0.078 (-0.322)	-0.361* (-2.781)	2.344	0.695	80
<b>GLS</b>	-0.012** (-1.788)	0.248* (3.918)	0.844* (8.104)	-0.077 (-0.341)	-0.001 (-0.057)	1.796	0.559	107

<b>GMM***</b>	-0.076 (-0.858)	0.431 (1.759)	1.649 (0.857)	1.317 (0.670)	0.103 (0.923)	1.441	0.345	51
<b>ML</b>	0.046* (10.494)	0.584* (10.399)	1.003* (11.047)	-0.029 (-0.042)	0.176* (8.798)			

Nota: As siglas apresentadas na primeira coluna dizem respeito aos diversos métodos de estimação já antes referenciados; Cons., parte constante; Coef.1, coeficiente de Verdoorn; Coef.2, coeficiente da componente ‘spatial lag’; Coef.3, coeficiente da componente ‘spatial error’; Coef.4, coeficiente da variável distância; DW, Durbin Watson; R<sup>2</sup>, R quadrado ajustado; G.L., graus de liberdade; \*, estatisticamente significativo para 5%; \*\*, estatisticamente significativo para 10%; \*\*\*, utilizadas as variáveis produtividade e output, desfasadas, como variáveis instrumentais.

Os serviços mostram agora evidências de rendimentos à escala crescentes, mas mais baixos, como defendia Kaldor, que na indústria. Também, a componente “spatial lag” mostra ter neste sector importância para a relação de Verdoorn.

**Quadro 6: Resultados das estimações da relação de Verdoorn aumentada com efeitos espaciais, com dados em painel, para a totalidade dos sectores**

	<b>Cons.</b>	<b>Coef.1</b>	<b>Coef.2</b>	<b>Coef.3</b>	<b>Coef.4</b>	<b>DW</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>G.L.</b>
<b>OLS</b>	-0.023* (-2.863)	0.737* (14.280)	0.372* (3.039)	0.114 (0.455)	0.020 (1.357)	2.138	0.733	107
<b>Diferenças</b>		0.799* (11.799)	0.723* (4.788)	-0.442 (-1.393)	0.091 (0.478)	2.797	0.768	80
<b>LSDV</b>		0.662* (6.667)	0.562* (2.733)	0.015 (0.039)	0.016 (0.112)	2.486	0.817	51
<b>GLS</b>	-0.023* (-2.825)	0.736* (14.351)	0.363* (2.974)	0.123 (0.493)	0.020 (1.375)	2.112	0.733	107
<b>GMM***</b>	-0.046* (-2.238)	0.872* (3.152)	0.256 (0.931)	-0.725 (-1.176)	0.106* (3.660)	1.551	0.713	51
<b>ML</b>	0.044* (8.589)	0.706* (9.651)	0.962* (8.930)	0.881 (1.528)	0.170* (7.815)			

Nota: As siglas apresentadas na primeira coluna dizem respeito aos diversos métodos de estimação já antes referenciados; Cons., parte constante; Coef.1, coeficiente de Verdoorn; Coef.2, coeficiente da componente ‘spatial lag’; Coef.3, coeficiente da componente ‘spatial error’; Coef.4, coeficiente da variável distância; DW, Durbin Watson;  $R^2$ , R quadrado ajustado; G.L., graus de liberdade; \*, estatisticamente significativo para 5%; \*\*, estatisticamente significativo para 10%; \*\*\*, utilizadas as variáveis produtividade e distância, desfasadas, como variáveis instrumentais.

Tal como se tinha verificado nas análises ‘cross-section’, também, nesta análise em painel se constata que as NUTs III de Portugal Continental estão sujeitas a economias à escala crescentes de 1995 a 1999. Constata-se, ainda, que a componente ‘spatial lag’ tem influência na relação de Verdoorn para as regiões portuguesas.

## 7. Conclusões

Considerando a análise dos dados efectuada, ‘cross-section’ e em painel, para os diversos sectores económicos das NUTs III de Portugal Continental, de 1995 a 1999, verifica-se que a produtividade (produto por trabalhador) está sujeita a autocorrelação espacial nos serviços (com valores altos na região de Lisboa e valores baixos na região Centro) e na totalidade dos sectores (com valores altos na região de Lisboa e valores baixos no Alentejo Central) e eventualmente na indústria (embora neste sector seja pouco significativa, uma vez que só se encontram valores altos para a NUT III Baixo Vouga da Região Centro). Portanto, claramente a região de Lisboa tem uma grande influência na evolução da economia com os serviços.

Pelas estimações ‘cross-section’ e em painel constata-se que sectorialmente os rendimentos à escala crescentes são mais fortes na indústria e mais fracas ou inexistentes nos outros sectores, tal como, defendia Kaldor.

Como conclusão final, com estes resultados, se considerarmos que a indústria é o sector com menores efeitos ‘spillovers’ espaciais e que tem os maiores rendimentos à escala crescentes, constatamos que a evolução da economia nacional não se encontra num contexto interno muito favorável.

## 8. Bibliografia

- **Abreu, M.; Groot, H.; and Florax, R.** (2004). *Spatial Patterns of Technology Diffusion: An Empirical Analysis Using TFP*. ERSA Conference, Porto.
- **Anselin, L.** (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherlands.
- **Anselin, L.** (1995). *Local Indicators of Spatial Association-LISA*. *Geographical Analysis*, 27, pp: 93-115.
- **Anselin, L.** (2001). *Spatial Econometrics*. In: Baltagi (eds). *A Companion to Theoretical Econometrics*. Oxford, Basil Blackwell.
- **Anselin, L.** (2002a). *Spatial Externalities*. Working Paper, Sal, Agecon, Uiuc.
- **Anselin, L.** (2002b). *Properties of Tests for Spatial Error Components*. Working Paper, Sal, Agecon, Uiuc.
- **Anselin, L.** (2002c). *Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics*. Working Paper, Sal, Agecon, Uiuc.
- **Anselin, L.** (2002d). *Under the Hood. Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models*. Working Paper, Sal, Agecon, Uiuc.
- **Anselin, L.** (2003a). *An Introduction to Spatial Autocorrelation Analysis with GeoDa*. Sal, Agecon, Uiuc.
- **Anselin, L.** (2003b). *GeoDa<sup>TM</sup> 0.9 User's Guide*. Sal, Agecon, Uiuc.
- **Anselin, L.** (2004). *GeoDa<sup>TM</sup> 0.9.5-i Release Notes*. Sal, Agecon, Uiuc.
- **Anselin, L.; Bera A.K.; Florax, R.; and Yoon, M.J.** (1996). *Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence*. *Regional Science and Urban Economics*, 26, pp: 77-104.
- **Anselin, L. and Bera, A.** (1998). *Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics*. In: A. Ullah and D. Giles (eds), *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York: Marcel Dekker.
- **Anselin, L.; Bongiovanni, R.; and Lowenberg-DeBoer, J.** (2001). *A Spatial Econometric Approach to the Economics of Site-Specific Nitrogen Management in Corn Production*. Working Paper, Sal, Agecon, Uiuc.
- **Arbia, G. and Piras, G.** (2004). *Convergence in per-capita GDP across European regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects*. ERSA Conference, Porto.
- **Baltagi, B.H.; Song, S.H.; and Koh, W.** (2003). *Testing panel data regression models with spatial error correlation*. *Journal of Econometrics*, 117, pp: 123-150.

- **Bera, A. and Yoon, M.** (1993). *Specification testing with locally misspecified alternatives*. *Econometric Theory*, 9, pp: 649-658.
- **Bernat, Jr., G.A.** (1996). *Does manufacturing matter? A spatial econometric view of Kaldor's laws*. *Journal of Regional Science*, Vol. 36, 3, pp. 463-477.
- **Fingleton, B.** (1999). *Economic geography with spatial econometrics: a "third way" to analyse economic development and "equilibrium" with application to the EU regions*. EUI Working Paper ECO n° 99/21.
- **Fingleton, B. and McCombie, J.S.L.** (1998). *Increasing returns and economic growth: some evidence for manufacturing from the European Union regions*. *Oxford Economic Papers*, 50, pp. 89-105.
- **Florax, R.J.G.M.; Folmer, H.; and Rey, S.J.** (2003). *Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology*. ERSA Conference, Porto.
- **Hanson, G.** (1998). *Market Potential, Increasing Returns, and Geographic concentration*. Working Paper, NBER, Cambridge.
- **Kaldor, N.** (1966). *Causes of the Slow Rate of Economics of the UK*. An Inaugural Lecture. Cambridge: Cambridge University Press.
- **Kaldor, N.** (1967). *Strategic factors in economic development*. Cornell University, Itaca.
- **Kelejian, H.H. and Robinson, D.P.** (1995). *Spatial correlation: A suggested alternative to the autoregressive models*. In: Anselin, L. and Florax, R.J. (eds). *New Directions in Spatial Econometrics*. Springer-Verlag, Berlin.
- **Kim, C.W. ; Phipps, T.T.; and Anselin, L.** (2001). *Measuring the Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach*. Working Paper, Sal, Agecon, Uiuc.
- **Longhi, S. ; Nijkamp, P; and Poot, J.** (2004). *Spatial Heterogeneity and the Wage Curve Revisited*. ERSA Conference, Porto.
- **Lundberg, J.** (2004). *Using Spatial Econometrics to Analyze Local Growth in Sweden*. ERSA Conference, Porto.
- **Messner, S.F. and Anselin L.** (2002). *Spatial Analyses of Homicide with Areal data*. Working Paper, Sal, Agecon, Uiuc.
- **Paelinck, J.H.P.** (2000). *On aggregation in spatial econometric modelling*. *Journal of Geographical Systems*, 2, pp: 157-165.
- **Sandberg, K.** (2004). *Growth of GRP in Chinese Provinces: A Test for Spatial Spillovers*. ERSA Conference, Porto.
- **Verdoorn, P.J.** (1949). *Fattori che Regolano lo Sviluppo Della Produttività del Lavoro*. *L'Industria*, 1, pp: 3-10.