

APLICAÇÃO DA ECONOMETRIA ESPACIAL ÀS CULTURAS AGRÍCOLAS PERMANENTES PORTUGUESAS

VÍTOR MARTINHO ¹

¹ Escola Superior Agrária do Instituto Politécnico de Viseu.

Resumo

A consideração de efeitos espaciais é cada vez mais frequente e para isso contribuiu, entre outros, o trabalho de Anselin (1988). Neste estudo analisa-se, através de métodos de estimação “cross-section”, a influência dos efeitos espaciais nas culturas agrícolas permanentes das NUTs III de Portugal Continental, com base nos dados do Recenseamento Geral da Agricultura de 1999, considerando a relação de Verdoorn como base de estudo. Pela análise dos dados (considerando a estatística Moran’s I) e dos resultados das estimações (tendo em conta as componentes “spatial lag” e “spatial error”) constata-se que haverá autocorrelação espacial positiva, sobretudo nos frutos secos e na vinha.

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 empíricos mais recentes, facto que é salientado por Anselin (2002a). Anselin (1988 e 2001) e 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 pode ser influenciada, por exemplo, 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, têm dado um grande contributo. Paelinck (2000) trouxe um conjunto de contributos teóricos ao nível da agregação nos modelos de econometria espacial, nomeadamente no que diz respeito à estrutura dos parâmetros. Anselin (2002b) considerou um conjunto de testes de especificação baseados no método da Máxima Verosimilhança para testar a alternativa proposta por Kelejian and Robinson (1995), relacionada com aperfeiçoamentos da componente “spatial error”. Anselin (2002c) apresentou uma taxonomia de especificação para modelos de econometria espacial que incorporam externalidades espaciais. Anselin (2002d) reviu, ainda, um número de assuntos conceptuais pertinentes relacionados com a implementação duma perspectiva espacial explícita na econometria aplicada. Baltagi et al. (2003) procuraram apresentar melhorias nos testes de especificação, testando se a especificação mais correcta dos modelos é com a componente “spatial lag” ou com a componente “spatial error”) 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 vice-versa, aplicando o teste LM modificado desenvolvido por Bera and Yoon (1993).

2. Contributos empíricos com base nos efeitos espaciais

Diversos têm sido os trabalhos que têm estudado 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 Kaldor¹. 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. Ingleso (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 pelo progresso tecnológico endógeno, envolvendo difusão, pelos efeitos “spillovers” e os efeitos do capital humano. Fingleton aplicou este modelo (Verdoorn) a 178 regiões da União Europeia e 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 com 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 foi constituída por 73 países e cobre o 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 encontraram fortes indícios de autocorrelação espacial positiva nos níveis da produtividade total dos factores, que têm 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 fundamento 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 1985-1990 e 1985-2000. Encontra, também, evidências de se ter verificado convergência condicionada durante o sub-período 1990-1995, com sinais de dependência espacial entre províncias adjacentes. Arbia et al. (2004) estudaram 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. Concluíram 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 prevêm 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.

¹ 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 forte entre o crescimento do produto não industrial e o crescimento do produto industrial, pelo que o crescimento do output na indústria produz externalidades e induz o crescimento da produtividade nos outros sectores económicos.

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, onde os efeitos espaciais têm influência significativa. Anselin et al. (2001) analisaram a importância económica 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, com base na relação de Verdoorn

Verdoorn em 1949 detectou que havia uma relação positiva importante entre o crescimento da produtividade do trabalho e o crescimento do output. Este autor defendeu que a causalidade decorre 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) reinventou esta Lei e, na sua intenção de explicar as causas da fraca taxa de crescimento do Reino Unido, constatou que havia 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), mais recentemente, quando testou para as regiões dos EUA, de 1977-1990, as três leis de crescimento de Kaldor, 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, β é o vector dos coeficientes, ρ é o coeficiente espacial autoregressivo e ε é o vector dos erros. O coeficiente ρ 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:

$$p = b_0 + b_1 q + b_2 s l p + u, \text{ equação de Verdoorn com a produtividade desfasada espacialmente} \quad (1)$$

onde a variável p é o crescimento da produtividade e q é o crescimento do output, $slp = \sum_j W_{ij} p_j$ (variável produtividade desfasada espacialmente), $W_{ij} = W_{ij}^* / \sum_j W_{ij}^*$ (matriz de distâncias), $W_{ij}^* = 1/d_{ij}^2$ (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 especificação final é a seguinte:

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

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 heteroscedasticidade. A instabilidade estrutural tem a ver com o facto de os parâmetros estimados não serem constantes entre as regiões. A heteroscedasticidade tem a ver com erros de especificação que levam a variâncias não constantes do 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 heteroscedasticidade. O segundo teste é o mais apropriado quando a normalidade é rejeitada pelo teste Jarque-Bera. Para se indagar sobre a existência das componentes “spatial lag” e “spatial error” nos modelos, usam-se 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:

² Um teste semelhante mas menos conhecido é o teste Geary’s C (Sandberg, 2004).

$$I = \frac{n}{S} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - u)(x_j - u)}{\sum_i (x_i - u)^2}, \text{ teste de autocorrelação global de Moran's I} \quad (3)$$

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 concentrados (“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:

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

onde as variáveis significam o mesmo já referido antes para o teste de autocorrelação 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 já por nós utilizado para analisar a Lei de Verdoorn com efeitos espaciais, a nível sectorial e regional, em Portugal Continental.

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

onde p são as taxas de crescimento da produtividade sectorial entre as diversas regiões, W é a matriz das distâncias entre as regiões, q é a taxa de crescimento do output, γ é o coeficiente de Verdoorn que mede as economias à escala (que se espera com valores entre 0 e 1), ρ é o coeficiente espacial autoregressivo (da componente “spatial lag”) e ε 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.

Na análise dos efeitos espaciais nas culturas agrícolas permanentes portuguesas, ao nível das NUTs III, utilizou-se um modelo semelhante, mas, tendo em conta a disponibilidade de dados, considerou-se a área total de cada cultura como sendo função do número de explorações.

5. Descrição dos dados

Para a análise dos dados, obtidos no Instituto Nacional de Estatística, e para a realização das estimações, utilizar-se-á neste trabalho o programa GeoDa. O GeoDa³ 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).

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

Em face do exposto, proceder-se-á de seguida à análise dos dados, procurando identificar a existência da relação referida (entre a área e o número de explorações), com recurso a “Scatterplot”, e de autocorrelação espacial, com recurso a “Moran Scatterplot” para a autocorrelação espacial global e a “LISA Maps” para a autocorrelação espacial local.

5.1. Análise dos dados “cross-section”

Os “Scatterplots” apresentados no anexo I permitem analisar a existência de correlação entre as variáveis do modelo. Pela análise dos “Scatterplots” constata-se que a relação mais forte é para o olival, facto que é indicativo de este tipo de cultura ocupar explorações com grandes dimensões em termos de área.

Já agora vale a pena analisar a distribuição de cada uma das culturas pelas diferentes NUTs III de Portugal Continental (anexo II). Constata-se que, além da distribuição esperada para o nosso país, o referido anteriormente para o olival, é confirmado na análise das figuras. Muito derivado de ser uma cultura do Douro, Beira Interior e do sul.

Os quatro “Moran Scatterplots”, que são apresentados no anexo III, mostram os valores da estatística Moran’s I para cada uma das culturas. 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. De qualquer forma, a escolha da melhor distância limite para a construção destas matrizes é sempre complexa. Pela análise dos “Moran Scatterplot” verifica-se que os frutos subtropicais, os frutos secos, o olival e a vinha são as culturas com maior auto correlação global positiva (dado o valor da estatística Moran’s I).

A seguir analisa-se a existência de autocorrelação espacial local com “LISA Maps” (anexo IV), 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. Analisando os “LISA Cluster Maps” de salientar os valores “low-low” para os citrinos no norte do país, como seria de esperar.

6. Evidências empíricas

Seguidamente apresentar-se-ão evidências empíricas, baseadas em estimações “cross-section”. Estas estimações “cross-section” foram efectuadas com o método dos Mínimos Quadrados (OLS) 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 com testes de especificação espacial são apresentados no Quadro 1. Nas colunas relativas a testes são unicamente apresentados os valores das estatísticas relevantes. Confirma-se o já referido anteriormente, aquando da análise dos dados (nomeadamente, no que diz respeito ao olival) e da análise da autocorrelação espacial (com os frutos secos, o olival e a vinha a apresentarem fortes indícios de autocorrelação espacial positiva, dados os valores da estatística Moran’s I). Por outro lado, segundo os procedimentos de Florax et al. (2003) as equações devem ser estimadas com a componente “spatial error” para os frutos secos e para a vinha, com o método da máxima verosimilhança.

Quadro 1: Estimções “cross-section” OLS da relação entre a área e o número de exploração, para cada uma das culturas permanentes

Equação: $DIM_i = \alpha + \beta NE_i + \mu_i$

	Con.	Coef.	M'I	LM _l	LMR _l	LM _e	LMR _e	R ²	N.O.
Frutos frescos	-564.36* (-0.86)	1.11* (5.56)	-0.04	0.17	0.03	0.15	0.01	0.53	28
Citrinos	-1152.07* (-5.21)	1.45* (14.77)	0.17	0.20	0.33	0.04	0.17	0.89	28
Frutos sub-tropicais	-9.64* (-2.42)	0.82* (21.50)	-0.61	0.37	0.76	0.91	1.30	0.95	28
Frutos secos	-319.67 (-1.34)	1.79* (33.64)	3.11*	2.17	5.13*	5.23*	8.19*	0.98	28
Olival	160.29 (0.05)	2.08* (4.64)	2.12*	3.57*	2.03	2.01	0.48	0.45	28
Vinha	-663.88 (-0.34)	0.99* (5.52)	2.42*	0.00	3.37**	2.35	5.72*	0.52	28
Viveiros	6.13 (0.47)	1.69* (6.55)	1.99*	0.07	1.49	2.01	3.44**	0.61	28
Outras culturas permanentes	-1.31 (-0.42)	0.62* (20.87)	0.70	0.03	0.00	0.09	0.07	0.94	28

Nota: M'I, Moran's I estatística para a autocorrelação espacial; LM_l, teste LM para a componente “spatial lag”; LMR_l, teste LM robusto para a componente “spatial lag”; LM_e, teste LM para a componente “spatial error”; LMR_e, teste LM robusto para a componente “spatial error”; R², coeficiente de determinação ajustado; N.O., número de observações; *, estatisticamente significativo para 5%.

Os resultados das estimções ML, com efeitos espaciais, para os frutos secos e a vinha, são apresentados no Quadro 2.

Quadro 2: Resultados das estimções ML

Equação estimada: $DIM_i = \rho W_{ij} DIM_j + \gamma NE_i + \varepsilon_i$, com $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \zeta$

	Constante	Coefficiente	Coefficiente ^(s)	R ²	N.Observações
Frutos secos	-377.74 (-0.66)	1.85* (37.68)	0.67* (4.22)	0.98	28
Vinha	-1761.73 (-0.72)	1.11* (5.75)	0.38* (1.54)	0.58	28

Nota: Coeficiente^(s), coeficiente espacial do modelo “spatial error”; *, estatisticamente significativo para 5%; **, estatisticamente significativo para 10%.

Constata-se a melhoria dos valores dos coeficientes com a utilização deste método de estimação, que tem em conta a existência de autocorrelação espacial.

7. Conclusões

Neste trabalho procurou testar-se a existência de autocorrelação espacial em cada uma das culturas agrícolas permanentes (frutos frescos, citrinos, frutos subtropicais, frutos secos, olival, vinha,

viveiros e outras culturas permanentes) entre as 28 regiões (NUTs III) de Portugal Continental, com base nos dados do INE de 1999, tendo em conta efeitos “spillvers”, “spatial lag” e “spatial error”. Para isso, realizaram-se análises de dados e estimações “cross-section”, com diferentes métodos de estimação, ou seja, OLS (método dos mínimos quadrados) e não lineares ML (método da máxima verosimilhança). A consideração destes dois métodos de estimação tem por objectivo seguir os procedimentos de especificação indicados por Florax et al. (2003) que sugerem que se estime primeiro os modelos com o método OLS, para se testar qual a melhor especificação (“spatial lag” ou “spatial error”), e posteriormente se estime o modelo “spatial lag” ou “spatial error” com o método GMM ou ML.

Considerando a análise dos dados “cross-section” efectuada anteriormente, verifica-se que o olival é a cultura permanente que ocupa explorações agrícolas com áreas maiores, reflexo da sua localização geográfica. Os frutos secos, o olival e a vinha são as culturas com maiores sinais de autocorrelação espacial. Ao nível das estimações “cross-section” confirma-se o referido anteriormente na análise dos dados.

Como conclusão final, considerando que os frutos secos, o olival e a vinha são culturas que apresentam fortes indícios de autocorrelação espacial positiva, poder-se-ia aproveitar para efectuar intervenções de fundo (políticas, tecnológicas, etc.) nos sectores de actividade a elas associadas (tanto a montante como a jusante). Sobretudo no olival e nos frutos secos, uma vez que a vinha, em virtude das dinâmicas económicas a ela associada, não necessita de intervenções públicas tão direccionadas. A autocorrelação espacial positiva indica claramente que qualquer intervenção numa determinada região tem forçosamente reflexos nas regiões vizinhas. Como tal, este facto traz oportunidades únicas para se implementarem técnicas de intervenção, como as bem conhecidas baseadas na teoria da “mancha de óleo”.

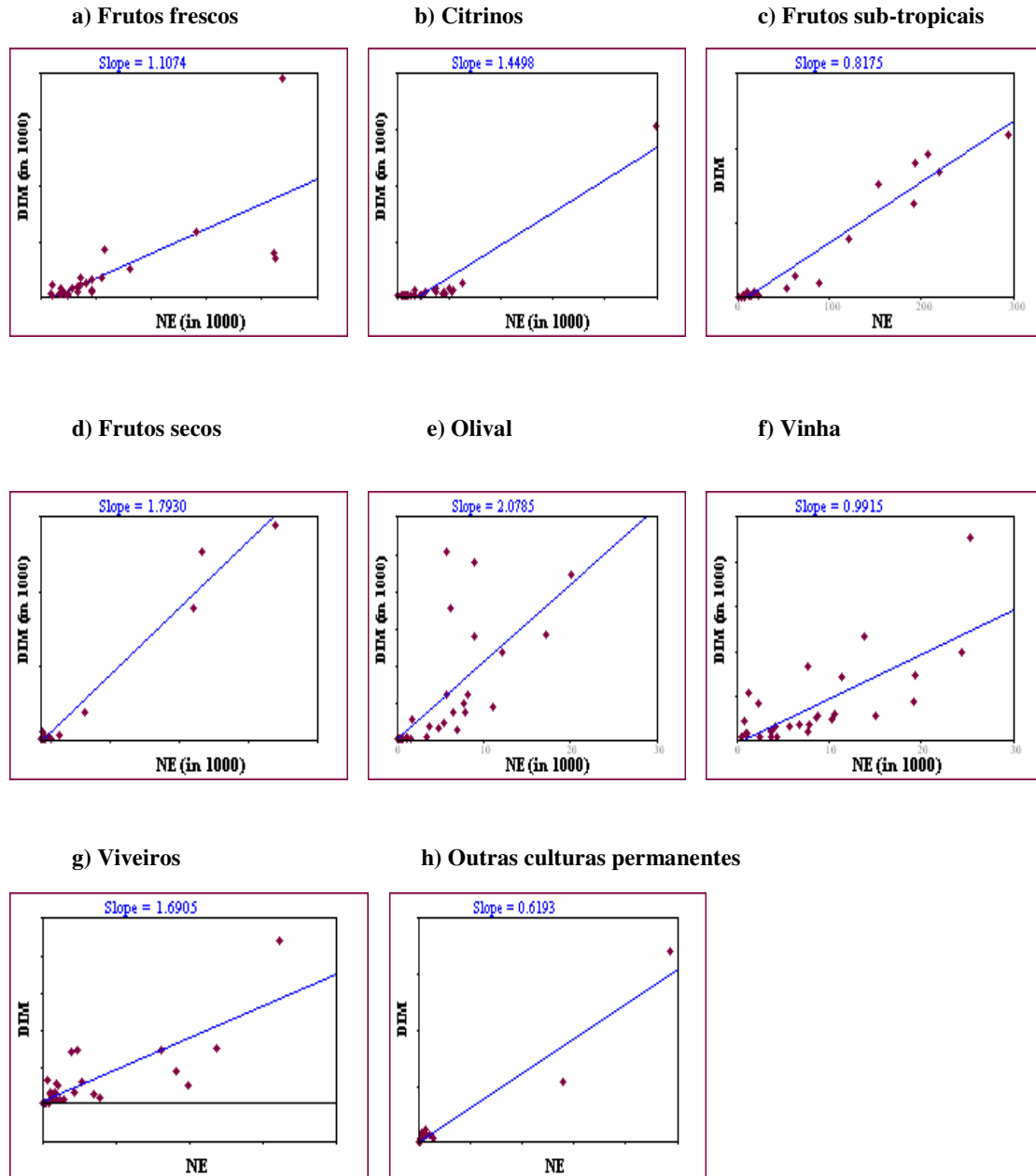
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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™ 0.9 User's Guide*. Sal, Agecon, Uiuc.
- ANSELIN, L. (2004). *GeoDa™ 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.
- ARMSTRONG, H. (1995). *Convergence Among Regions of the European Union, 1950-1990*. *Papers in Regional Science: The Journal of the RSAI*, Vol. 74,2, pp. 143-152.
- 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.
- BARRO, R. and Sala-i-Martin, X. (1991). *Convergence across states and regions*. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp: 82-107.

- 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. (2001). *Equilibrium and Economic Growth: Spatial Econometric Models and Simulations*. *Journal of Regional Science*, 41, pp: 117-147.
- 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.

ANEXO I

Figura 1: “Scatterplots” da relação entre a área e o número de explorações, para cada uma das culturas permanentes



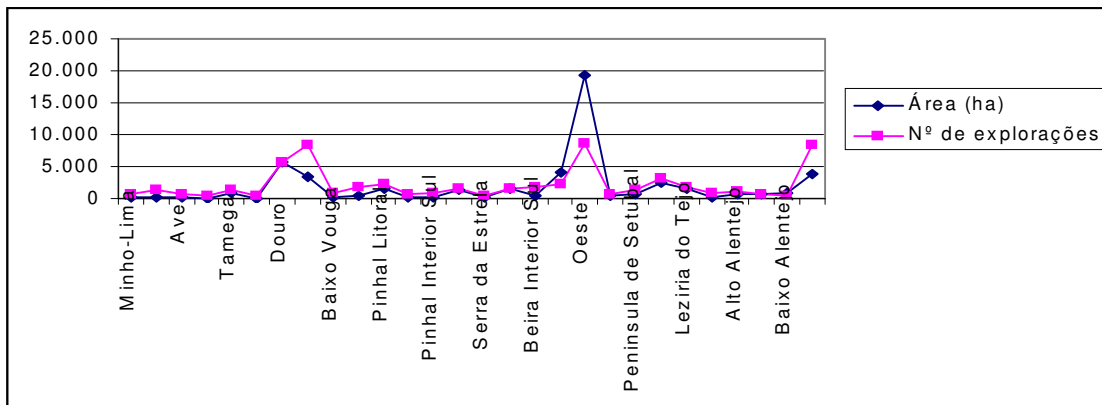
Nota: DIM = Área;

NE = Número de explorações.

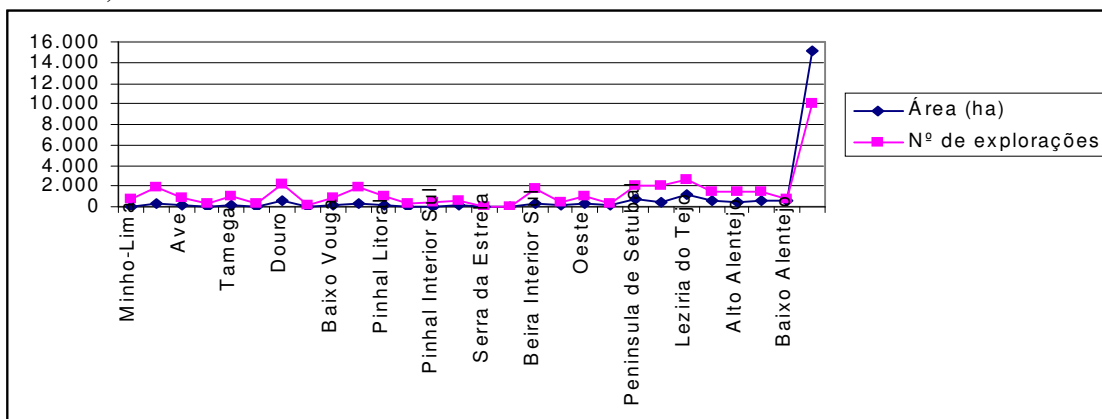
ANEXO II

Figura 2: Distribuição das culturas agrícolas permanentes pelas diferentes NUTs III de Portugal Continental

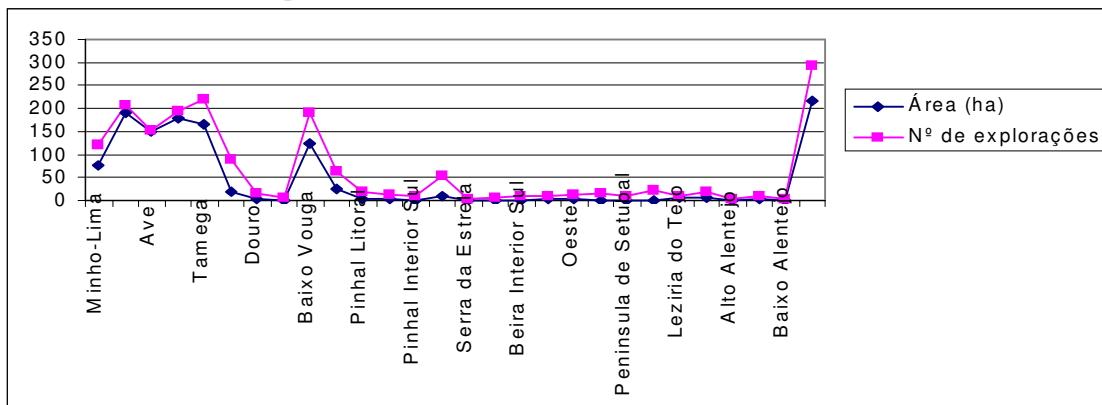
a) Frutos frescos



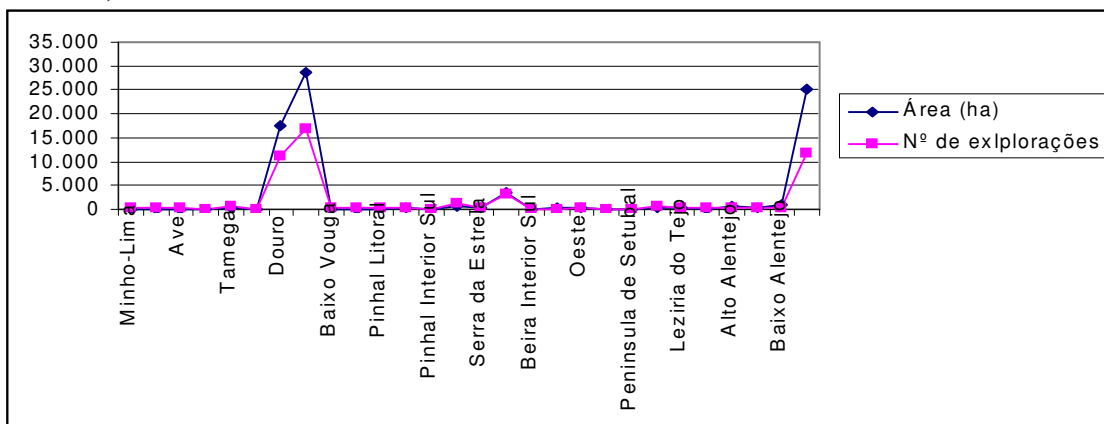
b) Citrinos



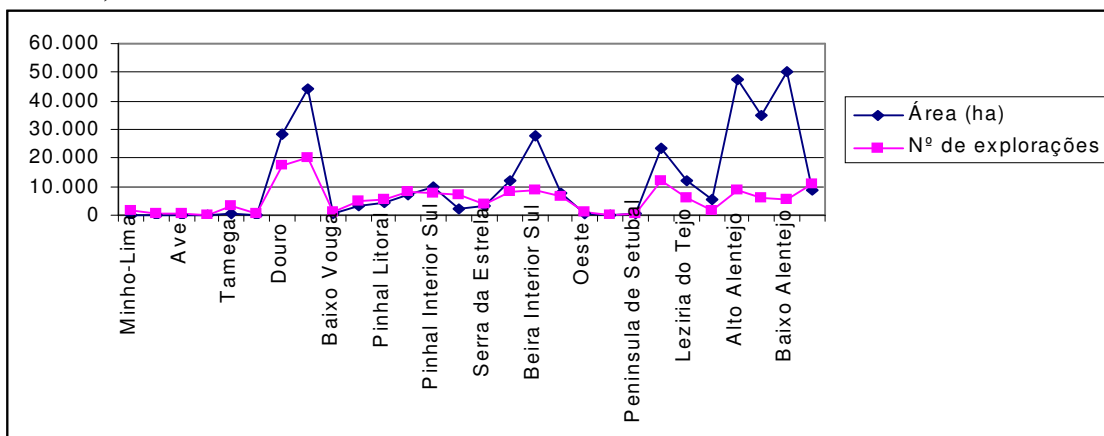
c) Frutos sub-tropicais



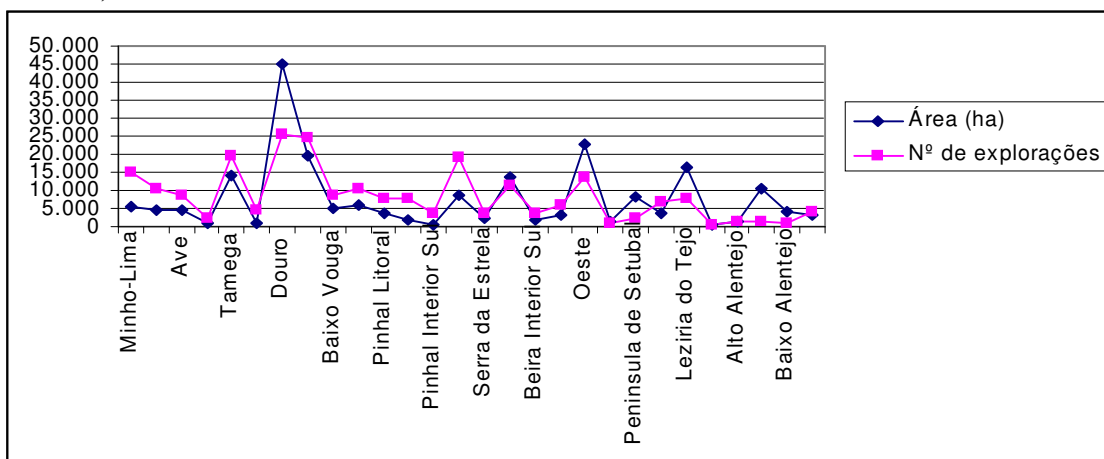
d) Frutos secos



e) Olival

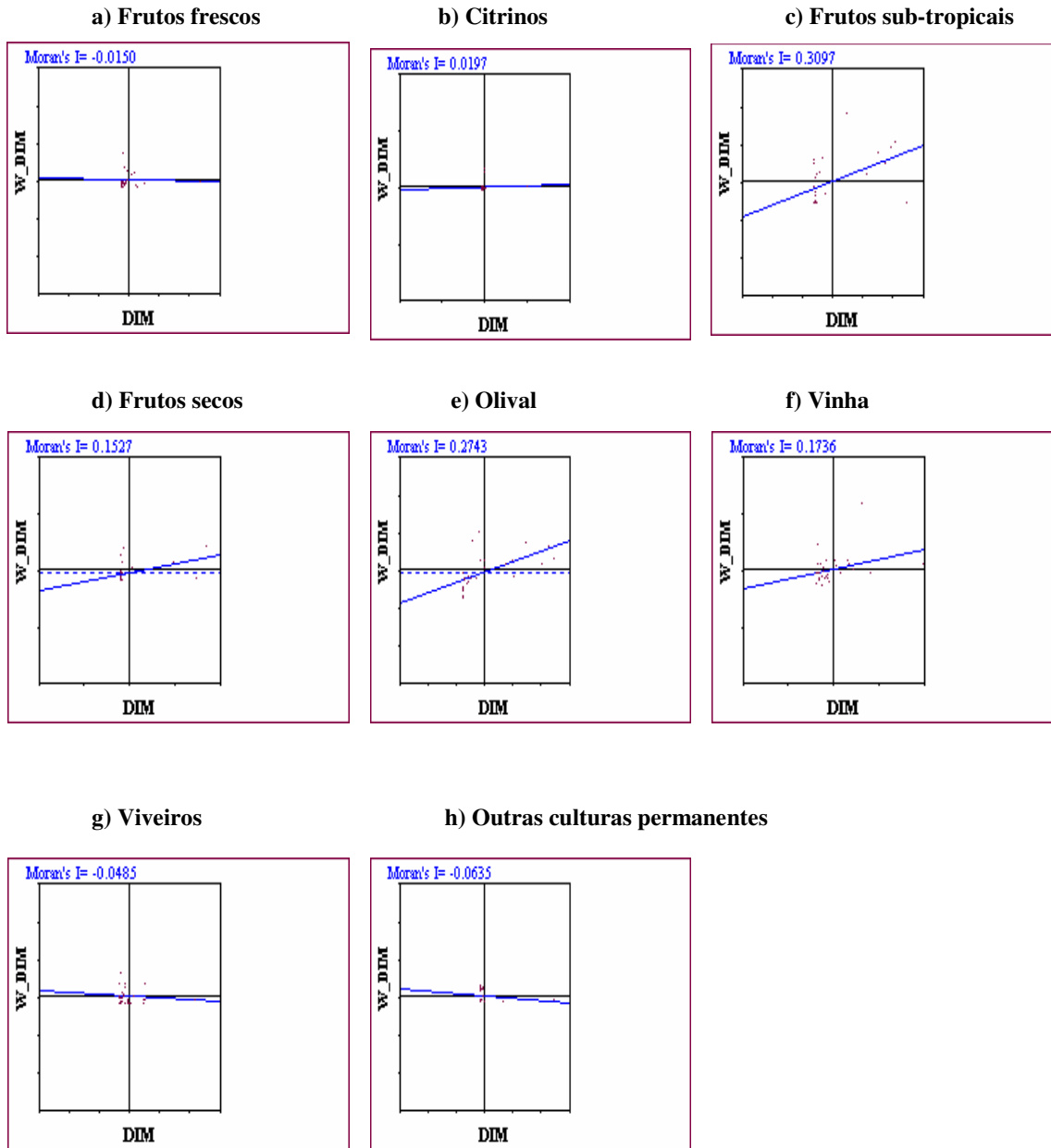


f) Vinha



ANEXO III

Figura 3: “Moran Scatterplots” da relação entre a área e o número de explorações, para cada uma das culturas permanentes

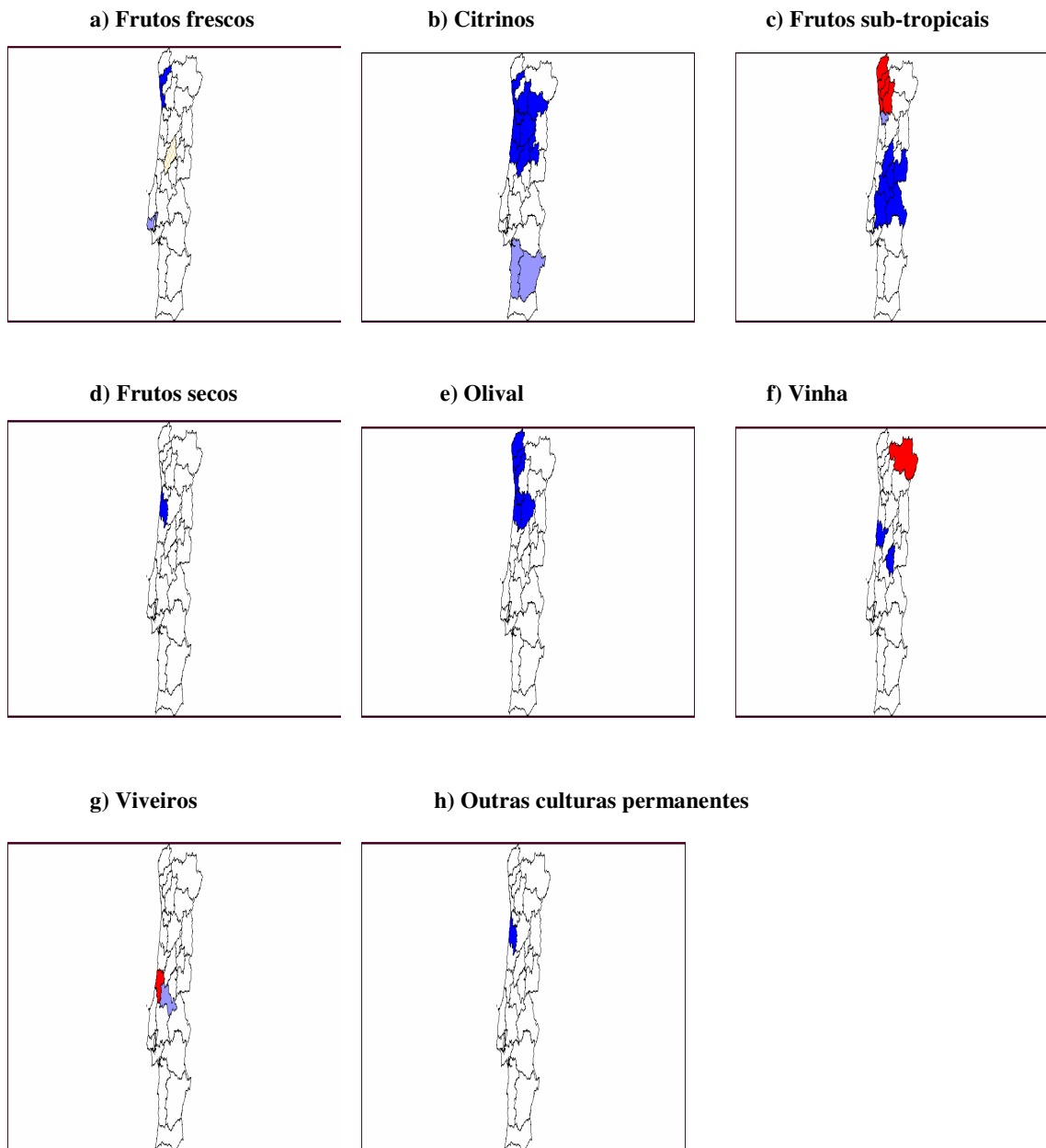


Nota: DIM = Área;

NE = Número de explorações.

ANEXO IV

Figura 4: “LISA Cluster Map” da relação entre a área e o número de explorações, para cada uma das culturas permanentes



Nota: Vermelho vivo – valores “high-high”;

Azul vivo – valores “low-low”;

Vermelho claro - valores “high-low”;

Azul claro – valores “low-high”.