

ESTUDOS REGIONAIS

REVISTA PORTUGUESA DE ESTUDOS REGIONAIS
PUBLICAÇÃO QUADRIMESTRAL - Nº 5 - 2004

ISSN 1645-598X

RPER



MOVIMENTOS PENDULARES E ORGANIZAÇÃO DO TERRITÓRIO METROPOLITANO: DISTÂNCIAS E PROXIMIDADES NOS SISTEMAS METROPOLITANOS DE LISBOA E PORTO

A IMPORTÂNCIA DOS RENDIMENTOS CRESCENTES À ESCALA NO PROCESSO DE AGLOMERAÇÃO EM PORTUGAL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA NÃO LINEAR

ESTIMAÇÃO DE VARIÁVEIS ECONÓMICAS SUJEITAS A DEPENDÊNCIAS ESPACIAIS: O CASO DOS MUNICÍPIOS DE PORTUGAL CONTINENTAL

A CONVERGÊNCIA DA PRODUTIVIDADE NAS REGIÕES NUTS III DE PORTUGAL CONTINENTAL
O EFEITO DA ESTRUTURA REGIONAL DE EMPREGO





MOVIMENTOS PENDULARES E ORGANIZAÇÃO DO TERRITÓRIO METROPOLITANO: DISTÂNCIAS E PROXIMIDADES NOS SISTEMAS METROPOLITANOS DE LISBOA E PORTO¹

Carla Melo - Instituto Nacional de Estatística - Direcção Regional do Norte - carla.melo@ine.pt

Francisco Vala² - Instituto Nacional de Estatística - Direcção Regional de Lisboa e Vale do Tejo - francisco.salvador@ine.pt

RESUMO:

A compreensão da organização das metrópoles passa cada vez mais pela interpretação de um território metropolitano que não se esgote na aglomeração central, mas inclua territórios mais periféricos, funcionalmente integrados.

Neste artigo, procurou-se identificar as alterações na organização dos sistemas metropolitanos de Lisboa e Porto, caracterizando as principais (dis)similaridades entre ambos, adoptando como ponto de partida espaços de análise que ultrapassam os limites administrativos da AML e da AMP.

A análise, centrada nas alterações recentes dos padrões de distribuição da população e do emprego e na estrutura dos movimentos casa-trabalho, aponta para uma complexificação do funcionamento dos dois sistemas metropolitanos, com Lisboa a evidenciar um estado de maturação mais avançado que o Porto.

Palavras-chave: Região Urbana Funcional, Área Metropolitana, movimentos pendulares, emprego, metropolização, polarização

ABSTRACT:

Understanding the organisation of metropolises increasingly involves considering a metropolitan area as something that does not end in a central agglomeration, but rather extends over other more peripheral and functionally integrated areas.

This article attempts to identify the changes in the organisation of the Lisbon and Oporto metropolitan systems by describing the main (dis)similarities between them, and takes as a starting point areas of analysis which go beyond the administrative limits of both the Lisbon Metropolitan Area and the Oporto Metropolitan Area.

By focusing on recent changes in the patterns of distribution of the population and employment and on the structure of home/work daily commuting, the analysis shows that the two metropolitan systems have become more complex, with Lisbon showing that it has reached a greater maturity than Oporto.

Keywords: Functional Urban Region, Metropolitan Area, daily commuting, employment, metropolisation, polarisation

¹ Este estudo deriva de uma investigação iniciada no âmbito do projecto “Movimentos pendulares e organização do território metropolitano: área metropolitana de Lisboa e área metropolitana do Porto (1991-2001)”, dinamizado através de um protocolo entre o Instituto Nacional de Estatística, o Gabinete de Estudos e Planeamento do Ministério das Obras Públicas, Transportes e Habitação (MOPHT) e a Auditoria Ambiental do MOPHT. Contudo, este texto é da exclusiva responsabilidade dos autores que o assinam.

² Os autores agradecem ao Professor João Ferrão os comentários e sugestões feitas sobre uma primeira versão deste artigo. A responsabilidade pelo conteúdo final do texto cabe, porém, apenas aos primeiros.

1. INTRODUÇÃO

Diversos autores têm demonstrado que a forma como se constituem os actuais territórios metropolitanos se distingue dos moldes que levaram à conceptualização de área metropolitana no início do século XX³. Este conceito comportava uma dimensão morfológica – a sua área era predominantemente um espaço edificado – e uma dimensão funcional – a existência de um centro polarizador onde estavam sobrerrepresentadas as funções de produção e os serviços às populações, e dos quais dependiam um vasto número de habitantes que residiam em áreas suburbanas. A suburbanização das cidades e a constituição de metrópoles tinham rompido a trilogia que conceptualizou a cidade no passado – “a coincidência entre uma população, um território e uma unidade político-administrativa” – e marcou a primeira dissociação espacial dos ritmos quotidianos através das deslocações casa-trabalho (Ferrão, 2002: 39).

As diferenças entre a metrópole moderna e as metrópoles actuais são o resultado de um conjunto de transformações nos domínios da organização do sistema de produção, das estruturas sociais, das instituições reguladoras e das inovações tecnológicas que podem ser referenciadas ao início da década de 70. Não é nosso objectivo analisar este complexo quadro de transformações (diferentes abordagens podem ser encontradas, por exemplo, em Amin, 1994), mas elas são interpretáveis em contexto metropolitano através, pelo menos, das dimensões morfológica e funcional.

Em primeiro lugar, devemos referenciar o aumento da importância dos movimentos pendulares entre o local de residência e o local de trabalho, e a distensão territorial da funcionalidade do espaço metropolitano.

Sob esta perspectiva, marcadamente funcional, Ferrão *et al.* (2002) delimitaram as regiões metropolitanas de Lisboa e Porto como forma de distinção face às áreas metropolitanas administrativas e de expressão da volatilidade dos limites metropolitanos.

Por outro lado, os modelos de desenvolvimento urbano vigentes nas metrópoles actuais distanciam-se dos modelos de desenvolvimento compacto (por continuidade ou em centros de crescimento limitado: cidades satélite) que caracterizaram as metrópoles do pós-guerra: a procura de locais de residência com elevada qualidade ambiental estilhou as áreas residenciais; a crescente competitividade entre as empresas e a segmentação dos processos produtivos valorizou espaços distantes das cidades dotados de boas acessibilidades. O conceito de *metrópole fragmentada* de Barata Salgueiro (1999; 2000) aponta claramente para esta dimensão morfológica da metrópole, apesar de esta constituir apenas uma das componentes identificadas por aquela autora no contexto da emergência de uma nova realidade metropolitana em Lisboa.

É na contracção de ambas as dimensões – funcional e morfológica - que pode ser interpretada uma nova realidade metropolitana. Com a(s) antiga(s) cidade(s) concorrem novos centros de emprego/serviços/comércio, constituindo “ilhas” do território metropolitano mais ou menos especializadas e que vieram alterar os padrões de mobilidade casa-trabalho das populações, tornando-os mais dispersos e menos focados nos centros económicos tradicionais da cidade. As práticas sociais alteraram-se: aumentou o consumo e as formas de consumir; aumentou a procura de actividades de lazer e tempos livres; intensificaram-se as actividades diárias. As populações metropolitanas “vivem” mais espaços

³ Tomamos aqui como referência temporal a definição de metropolitan districts pelo Gabinete de Censos dos E.U.A. em 1910 (Jonhston, R, 2000).

e espaços mais diferenciados na nova metrópole, não somente porque se multiplicaram os pólos de emprego, mas porque a localização de bens e serviços se dispersou no território metropolitano (Ferrão, 2002).

Podemos distinguir duas grandes linhas de investigação sobre este novo espaço metropolitano em emergência: uma que diz respeito à análise dos processos sócio-espaciais que este novo contexto comporta e à reflexão sobre os processos de inclusão das populações metropolitanas (e.g. Malheiros, 1998; Barata Salgueiro, 2000; Ferrão, 2002); outra que diz respeito à eficácia dos sistemas metropolitanos e à pertinência de estimular modelos territoriais compactos face à crescente ascensão de modelos territoriais difusos. Relativamente à última linha de investigação a discussão rodou, numa primeira fase, em torno da forma urbana e da mobilidade quotidiana (nomeadamente as componentes de repartição modal das deslocações e a sua associação a questões ambientais) (e.g. Dieleman, Dijkstra e Spit, 1999), tendo sido mais recentemente alargada à relação entre forma urbana e custos colectivos (incluindo não somente as questões da mobilidade e os custos ambientais associados, mas também os custos sociais e a despesa pública) (Camagni, Gibelli e Rigamonti, 2002).

A presente discussão pretende ser mais um contributo para aquelas discussões teóricas e procura identificar, através dos dados dos Censos de 1991 e 2001, em que medida se verificaram as tendências de distensão do espaço metropolitano e de que forma a evolução dos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto reproduziu lógicas de dependência mais dispersas e fragmentadas.

Organizámos a nossa discussão em três partes fundamentais.

Uma primeira, de enquadramento, que reflecte a consciência de estarmos perante dois territórios metropolitanos com estruturas morfo-funcionais distintas que resultam de processos de construção metropolitana diferenciados.

A segunda parte incide sobre a dinâmica populacional e de emprego⁴, utilizando a máxima desagregação territorial administrativa disponível nos últimos Censos para estas duas componentes de análise, procurando-se perceber em que medida estamos perante territórios metropolitanos mais policentrados.

Na terceira e última parte analisam-se as alterações da estrutura de dependências em contexto metropolitano, dando relevância às alterações modais que suportam o quadro de dependências identificado.

2. BREVE CONTEXTUALIZAÇÃO DOS TERRITÓRIOS METROPOLITANOS DE LISBOA E PORTO

2.1 A ABORDAGEM EXTENSIVA SOBRE OS PROCESSOS DE METROPOLIZAÇÃO

Ao nível internacional tem prevalecido uma abordagem funcional na compreensão dos fenómenos urbanos. O departamento dos Censos dos Estados Unidos da América define desde 1949 as *Standard Metropolitan Statistical Area* (SMSA) através das deslocações casa-trabalho; as “Zonas de Povoamento Industrial e Urbano” (ZPIU) são definidas em França, desde 1962, a partir de deslocações quotidianas da população, entre outros

⁴ Os recenseamentos populacionais de 1991 e 2001 ao permitirem o cruzamento da informação referente aos concelhos de residência e de exercício de actividade profissional possibilitam o apuramento de volumes de emprego (postos de trabalho ocupados) concelhios.

critérios (Ascher, 1998); o *Group for European Area Comparative Analysis* (GEMACA) delimitou em 1996 as Regiões Urbanas Funcionais para um conjunto de aglomerações europeias, através de limiares de população a trabalhar em aglomerações económicas.

Estas metodologias entendem, portanto, que o território metropolitano é um espaço funcional onde a não coincidência das actividades económicas e espaços de residência delimita espaços comuns de vivência para um número significativo de pessoas e de organizações.

Alguns estudos nacionais apontam também para a necessidade de interpretar os fenómenos de metropolização de Lisboa e Porto sob uma perspectiva extensiva, o que tem permitido identificar novas dinâmicas intrametropolitanas. A título de referência, vejam-se, por exemplo, as regiões metropolitanas de Lisboa e Porto analisadas por Ferrão *et al.* (2003), o território de polarização metropolitana de Lisboa identificado no PROT-AML⁵ (CCR-LVT, 2001), os ensaios das Grandes Áreas Urbanas de Lisboa e Porto propostos por Ferreira e Rosado (1999: pp.44-46), o documento de síntese do sistema urbano nacional da DGOTDU⁶ (Ferrão e Sá Marques, 2003) ou o âmbito de análise apresentado no “Retrato da Área Metropolitana do Porto” (INE, 2004). Sob diferentes perspectivas, estas investigações delimitam territórios de análise de fenómenos de âmbito metropolitano distintos das delimitações das áreas metropolitanas administrativas.

Ferrão (2002: 41-42) aponta uma pista para a proliferação de delimitações deste tipo: “ironicamente, a aplicação tardia e incompleta do conceito de áreas

metropolitanas administrativas em Portugal levou a que um processo ainda não totalmente concretizado se confronte já com a existência de práticas sociais ‘pós-modernas’ de metropolização a que muito dificilmente poderá dar resposta”. Se assim é, então as abordagens extensivas sobre os territórios metropolitanos de Lisboa e Porto serão uma das formas de captar essas novas práticas de âmbito metropolitano.

A delimitação espacial dos dois *territórios metropolitanos* (Figura 1) que sustentará a análise da presente discussão adopta as áreas de influência das áreas metropolitanas de Lisboa e Porto definidas no estudo do INE e MOPHT (2003)⁷. Para além disso, definiram-se dois níveis de funcionalidade no interior de cada área metropolitana administrativa avaliado pelo grau de dependência de emprego relativamente aos municípios centrais de cada uma das áreas metropolitanas (Lisboa e Porto)⁸. Resultam assim quatro espaços intrametropolitanos que, apesar de assentarem num modelo clássico centro-periferia de interpretação das metrópoles, são pertinentes para a caracterização dos sistemas centrados em Lisboa e Porto e análise dos seus aspectos diferenciadores. Refira-se ainda que a delimitação de espaços intrametropolitanos com desagregação concelhia e a manutenção da geografia das áreas metropolitanas administrativas como limite das peças intrametropolitanas encontradas conferem-lhes, por um lado, um significado administrativo – o concelho, que tem servido de base a muitas das lógicas de parceria da administração local, e, por outro, permite tornar comparáveis os resultados com outros estudos que tomaram como limites as áreas metropolitanas administrativas.

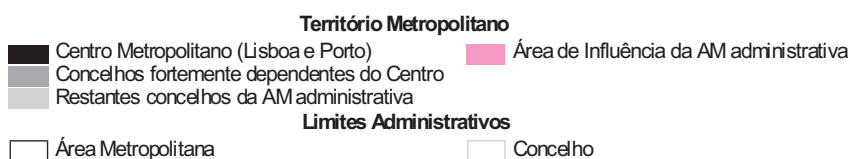
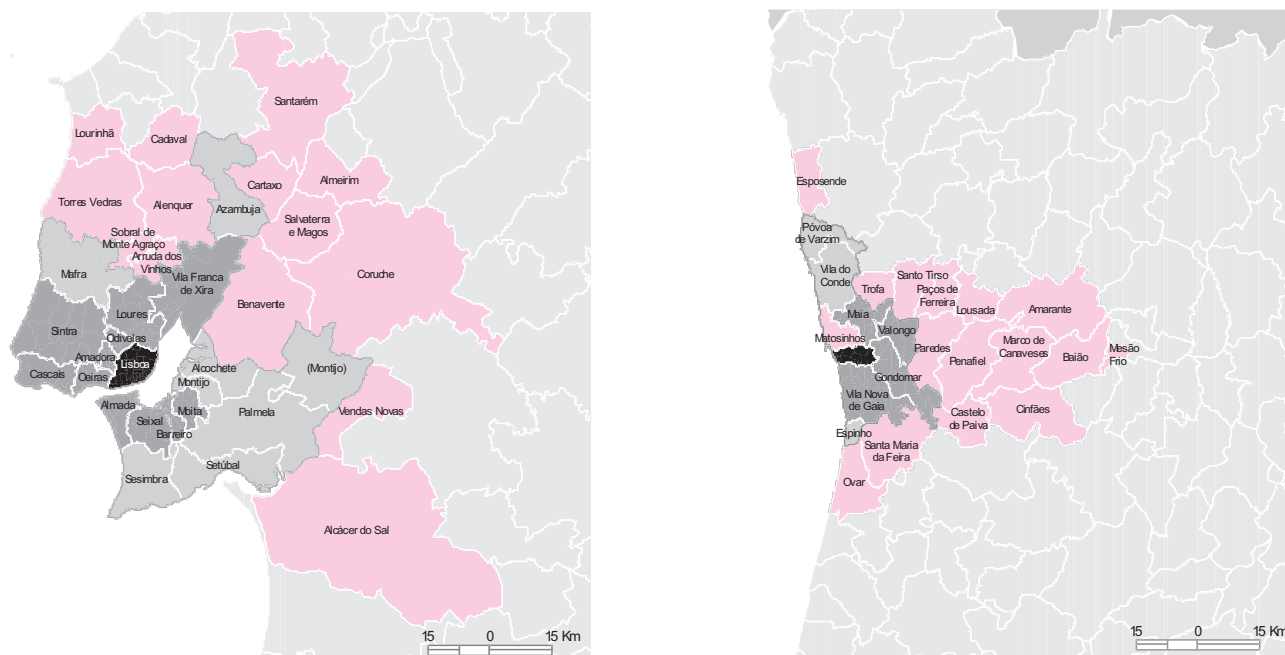
⁵ Plano Regional de Ordenamento do Território da Área Metropolitana de Lisboa.

⁶ Direcção-Geral do Ordenamento do Território e Desenvolvimento Urbano.

⁷ A delimitação das áreas de influência foi realizada considerando os concelhos para os quais mais de 5% da população residente, estudante ou empregada, com 15 ou mais anos exercia a sua actividade em concelhos da área metropolitana administrativa. No caso do Porto, por questões de contiguidade e consistência de análise, acrescentou-se um concelho – Paços de Ferreira – que não estava incluído na área de influencia da AMP e constituía uma ilha no “território metropolitano” identificado.

⁸ Considerou-se para a definição da primeira coroa de dependência funcional os concelhos em que pelo menos 20% da população residente empregada exercia a sua actividade de trabalho nos centros metropolitanos (Lisboa e Porto). Para a definição da segunda coroa consideraram-se os restantes concelhos das Áreas Metropolitanas Administrativas.

FIGURA 1
Concelhos retidos para análise: os territórios metropolitanos de Lisboa e Porto



Fonte: INE (2003), pp.20 e/pp.82 (adaptado)

2.2 A EMERGÊNCIA DOS TERRITÓRIOS METROPOLITANOS DE LISBOA E PORTO

Nos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto lê-se de forma exemplar o processo de desenvolvimento industrial e de internacionalização tardio que caracterizou o crescimento económico de Portugal, na medida em que o investimento foi concentrado nestes espaços onde existia massa crítica de suporte à via industrializante. Conforme refere

Barata Salgueiro (2001: 49), podemos referenciar o início do “surto industrializante” do regime anterior à Revolução de 1974 à lei de Condicionamento Industrial de 1945 e ao Primeiro Plano de Fomento (1953-58), posteriormente reforçado com a adesão à EFTA (1960). Num contexto de emigração para Europa, as áreas metropolitanas administrativas registaram continuamente taxas de crescimento da população superiores às verificadas no país.

Paços de Ferreira – que não estava incluído na área de influência da AMP e constituía uma ilha no “território metropolitano” identificado.

Lisboa manteve sempre uma posição de supremacia relativamente ao Porto, quer porque a adesão às inovações em território nacional se processaram sobretudo através de Lisboa (máquina a vapor; primeiras linhas de caminho de ferro), quer porque os investimentos mais avultados, nomeadamente, em indústria pesada (metalo-mecânicas e indústrias químicas) se concentraram na sua área metropolitana (Gaspar, 1999; Barata Salgueiro, 2001).

Deste processo de valorização da base económica das áreas metropolitanas resultaram movimentos populacionais intensos das áreas rurais para Lisboa e Porto, que se apresentavam, a par com alguns países da Europa Ocidental, como opções

válidas para as aspirações de melhoria de vida das populações rurais. A concentração populacional em Lisboa e Porto fez expandir estas cidades para além dos seus limites administrativos, segundo um modelo intensivo de suburbanização.

Em Lisboa este processo ocorreu ao longo dos principais eixos ferroviários na margem norte, e concentra-se nos principais núcleos urbanos na margem sul que possuíam ligações fluviais com Lisboa (Almada, Seixal e Barreiro). Numa segunda fase, com a primeira travessia rodoviária sobre o Tejo, o processo de expansão na margem sul generalizou-se e fez-se em “mancha de óleo” de norte para sul (Barata Salgueiro, 2003). A

QUADRO 1

Taxas de Variação da População nas Áreas Metropolitanas (Lisboa e Porto) e Portugal (1950 - 2001)

	Variação da População		
	Portugal	AML	AMP
	%		
1951-61	5,3	16,9	13,4
1961-71	-3,1	21,6	11,1
1971-81	14,2	36,4	20,4
1981-91	0,3	1,4	4,5
1991-01	5,0	5,6	8,0

Fonte: INE, Censos

QUADRO 2

Evolução da importância demográfica das Áreas Metropolitanas (Lisboa e Porto) em Portugal (1950 a 2001)

	Importância no País	
	AML	AMP
	%	
1950	14,8	8,7
1960	16,5	9,4
1970	20,7	10,8
1981	24,8	11,4
1991	25,1	11,8
2001	25,9	12,2

Fonte: INE, Censos

aglomeração metropolitana assumiu, assim, uma estrutura radial fortemente marcada pelos principais eixos de comunicação.

No caso do Porto o processo de suburbanização e a forma urbana dela resultante são mais complexos. É identificável uma primeira coroa de suburbanização intensiva, que inclui os concelhos contíguos ao Porto. No entanto, enquanto em Lisboa os núcleos urbanos antigos eram mais dispersos no território e bem delimitados e foram sendo progressivamente absorvidos pela aglomeração central, no caso do Porto a estrutura de povoamento disperso dominante, associada historicamente ao minifúndio nortenho e, posteriormente, a sistemas industriais difusos, fez com que a expansão se fizesse, em larga medida, pela reprodução da estrutura de povoamento existente, densificando-a. A análise sobre a morfologia urbana das aglomerações de Lisboa e Porto, através da aplicação do critério do contínuo de construção da ONU, permitiu identificar, através de informação de finais da década de 80 e anos 90, aglomerações urbanas mais ou menos bem definidas em Lisboa, enquanto no Porto o tipo de povoamento disperso fez com que a delimitação da aglomeração urbana centrada naquela cidade se prolongasse até ao concelho de Felgueiras, a Este, Oliveira de Azeméis, a Sul, e Braga, a Nordeste (Ferrão e Vala, 2001). A interpretação deste resultado para o Porto, revela, no entanto, que esta grande aglomeração encerrava no seu interior duas realidades distintas: uma que correspondia à coroa suburbana em torno do Porto e outra que correspondia à reprodução do tipo de povoamento disperso, acima referido.

Outro factor determinante na hegemonia a nível nacional do território metropolitano de Lisboa e, em menor escala, do Porto, foi a adesão de Portugal à UE (1986). O processo de adesão à UE fez aumentar o Investimento Directo Estrangeiro (o caso da Ford-Wolkswagen na Península de Setúbal é o exemplo mais emblemático) e a internacionalização dos

territórios metropolitanos e, ao mesmo tempo, permitiu o crescimento do investimento em Investigação e Desenvolvimento. Gaspar (1999) afirma que apesar de fortemente dependente de suporte financeiro (fundos comunitários, apoio do Estado), a importância do investimento em actividades de investigação e desenvolvimento das empresas concentrou-se predominantemente nas duas áreas metropolitanas, especialmente na de Lisboa. De facto, para além das actividades de investigação associadas ao ensino de nível superior tradicionalmente concentradas em Lisboa, Porto e Coimbra, têm surgido parques tecnológicos nas áreas metropolitanas de Lisboa e Porto, dos quais se destacam o Tagus Park (Oeiras), o Parque Tecnológico do Lumiar (Lisboa) (Gaspar, 1999) e o PortusPark (ainda em construção em Santa Maria da Feira).

A estruturação dos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto foi ainda fortemente marcada na década de 90 por um conjunto de investimentos em infra-estruturas, nomeadamente de comunicação, muitas delas suportadas por fundos comunitários. Os investimentos em novos eixos rodoviários dotaram os espaços suburbanos com melhores acessibilidades aos respectivos centros metropolitanos, integraram os territórios metropolitanos em contextos regionais mais amplos e, acima de tudo, aumentaram a conectividade do espaço metropolitano, alterando a situação anterior em que os centros constituíam nós determinantes para a circulação intrametropolitana rodoviária. No que diz respeito aos transportes colectivos, destacam-se os investimentos em transporte ferroviário quer suburbano, quer metropolitano.

2.3 OS ESPAÇOS INTRAMETROPOLITANOS

Os territórios metropolitanos de Lisboa e do Porto tinham, segundo os resultados do último recenseamento, uma população de cerca de 5 077 mil habitantes (+ 7% que em 1991), o que representa

49% da população residente no país. A distribuição intrametropolitana da população residente nos dois territórios evidencia um padrão concentrado, fundamentalmente na primeira coroa, a que se segue, no território metropolitano de Lisboa, o centro, a área de influência e, por último, a segunda coroa. No território metropolitano do Porto a importância populacional da área de influência é superior à do centro.

A dinâmica populacional na última década teve uma configuração bastante diversa: enquanto os centros (Lisboa e Porto) perderam população, nas periferias ocorreu crescimento populacional, mais acentuado na segunda coroa, no território metropolitano de Lisboa, e na primeira coroa, no território metropolitano do Porto (Quadro 3). Esta situação é característica das fases intermédias dos processos de suburbanização, em que os territórios metropolitanos ainda ganham população, por efeito do crescimento natural próprio e da imigração, mas os seus centros, sujeitos a processos de alteração maciça do uso do solo,

perdem população para as periferias (Cardoso, 1996). Quanto à população residente nas áreas de influência dos respectivos territórios metropolitanos, registou um menor acréscimo que a residente nas áreas metropolitanas administrativas.

Ao longo da década verificou-se um envelhecimento populacional nos dois territórios metropolitanos, mais acentuado nos centros. A primeira coroa do território metropolitano de Lisboa e a área de influência do território metropolitano do Porto são as áreas com menores índices de envelhecimento.

Quanto ao emprego, os territórios metropolitanos concentravam cerca de 2 212 mil indivíduos empregados (+ 8% que em 1991), o que representava 52% do emprego do país, proporção superior à registada em termos de distribuição de população no todo nacional. Deste total, 2% exercia actividade no sector primário, 33% no sector secundário e 65% no sector terciário (contra 5%, 35% e 60% no território nacional).

QUADRO 3

Dinâmica populacional dos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto e espaços intrametropolitanos

Território Metropolitano / Espaços Intra-metropolitanos	Dimensão Espacial (Área)		População Residente 1991			População Residente 2001			Variação da População	Índice de Envelhecimento	
	Km ²	%	Número	Hab. / Km ²	%	Número	Hab. / Km ²	%	%	1991	2001
Lisboa	8 936	100,0	2 885 485	323	100,0	3 050 167	341	100,0	5,7	70,8	106,7
AML	3 219	36,0	2 540 276	789	88,0	2 682 687	833	88,0	5,6	68,3	103,7
Core	85	0,9	663 394	7 839	23,0	564 657	6 673	18,5	-14,9	132,1	203,4
Coroa 1	1 258	14,1	1 592 639	1 266	55,2	1 785 803	1 420	58,5	12,1	48,8	81,4
Coroa 2	1 876	21,0	284 243	152	9,9	332 227	177	10,9	16,9	68,5	98,8
Área de Influência da AML	5 717	64,0	345 209	60	12,0	367 480	64	12,0	6,5	89,0	129,1
Porto	3 078	100,0	1 864 844	606	100,0	2 027 117	659	100,0	8,7	47,0	70,7
AMP	815	26,5	1 167 800	1 433	62,6	1 260 680	1 547	62,2	8,0	52,8	80,5
Core	42	1,3	302 472	7 285	16,2	263 131	6 337	13,0	-13,0	87,3	147,5
Coroa 1	521	16,9	710 748	1 364	38,1	825 987	1 585	40,7	16,2	43,1	66,8
Coroa 2	252	8,2	154 580	613	8,3	171 562	680	8,5	11,0	43,1	67,7
Área de Influência da AMP	2 263	73,5	697 044	308	37,4	766 437	339	37,8	10,0	38,9	57,5

Fonte: INE, Censos 2001 e Censos 1991 (cálculos dos autores)

A evolução registada, entre 1991 e 2001, na organização da produção ocasionou transformações no padrão de distribuição do emprego nos contextos intrametropolitanos, com características comuns a ambos os territórios, nomeadamente a expansão do terciário, embora com ritmos diferenciados (Quadro 4). Enquanto na estrutura sectorial do emprego do território metropolitano de Lisboa ocorreu um reforço da terciarização (de 67% para 73%), a estrutura sectorial do emprego do território metropolitano do Porto passou a ser predominantemente terciarizada (de 45% para 53%). Nos dois territórios verificou-se uma diminuição do peso do sector primário (de 4% para 2% em ambos) e do sector secundário (de 29% para 25% no território metropolitano de Lisboa e de 51% para 45%, no território metropolitano do Porto).

No que se refere ao território metropolitano de Lisboa, a distribuição intrametropolitana do emprego evidencia um padrão concentrado no concelho de Lisboa e na sua primeira coroa periférica, equivalente a cerca de 80% do emprego total do território. Contudo, o concelho de Lisboa reduziu o seu peso de 45% para 39%, no respectivo contexto metropolitano, enquanto o contributo da primeira coroa periférica aumentou de 36% para 41%. A segunda coroa

periférica e a área de influência apresentaram um ligeiro crescimento, respectivamente de 9% para 10% e de 10% para 11%.

No caso do território metropolitano do Porto, a distribuição do emprego demonstra um padrão mais difuso que o território metropolitano de Lisboa, embora se registasse, também, uma concentração no centro e na sua primeira coroa equivalente a cerca de 60% do emprego total do território, tal como já acontecia em 1991. Ao longo da década, o centro reduziu o seu peso, de 27% para 23%, enquanto o contributo da primeira coroa periférica aumentou de 32% para 34% e o da segunda coroa periférica se manteve, 8%. É de assinalar o peso crescente da área de influência, 35%, o qual, em 1991, já era significativo (32%).

A evolução registada na estrutura sectorial do emprego dos centros metropolitanos (Lisboa e Porto) assinala o aumento da importância do sector terciário, em oposição à diminuição do contributo do secundário. Mas, no contexto metropolitano, o peso do emprego terciário destes concelhos diminuiu a favor das primeiras coroas periféricas, sendo, em 2001, as periferias imediatas de Lisboa e Porto a deterem a maior parcela de emprego neste sector.

QUADRO 4

Dinâmica do emprego dos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto e espaços intrametropolitanos

Território Metropolitano / Espaços Intra-metropolitanos	Emprego 1991						Emprego 2001						Variação do Emprego %
	Total Número	Primário	Secundário %	Terciário	Empr. p/ Km ²	%	Total Número	Primário	Secundário %	Terciário	Empr. p/ Km ²	%	
Lisboa	1 236 032	4,0	28,8	67,2	140	100	1 335 453	2,2	25,0	72,8	149	100	8,0
AML	1 109 320	1,8	28,6	69,6	355	89,7	1 194 721	1,2	24,1	74,6	371	89,5	7,7
Core	557 271	0,3	19,5	80,2	6 647	45,1	517 629	0,4	15,7	83,8	6 117	38,8	-7,1
Coroa 1	442 179	1,3	37,8	60,8	362	35,8	541 004	0,9	29,1	70,0	430	40,5	22,3
Coroa 2	109 870	11,7	37,4	50,8	60	8,9	136 088	5,8	36,2	58,0	73	10,2	23,9
Área de Influência da AML	126 712	22,8	30,9	46,4	22	10,3	140 732	10,8	32,4	56,9	25	10,5	11,1
Porto	803 891	4,2	50,5	45,3	261	100	876 296	2,1	44,5	53,4	285	100	9,0
AMP	543 430	2,3	44,7	53,0	665	67,6	568 399	1,5	36,3	62,2	698	64,9	4,6
Core	220 986	0,3	29,5	70,3	5 305	27,5	199 079	0,4	22,2	77,4	4 795	22,7	-9,9
Coroa 1	259 373	1,9	56,0	42,1	496	32,3	300 319	1,0	43,6	55,4	576	34,3	15,8
Coroa 2	63 071	10,6	51,9	37,5	250	7,8	6 9001	6,5	45,2	48,3	274	7,9	9,4
Área de Influência da AMP	260 461	8,2	62,7	29,1	115	32,4	307 897	3,3	59,7	37,0	136	35,1	18,2

Fonte: INE, Censos 2001 e Censos 1991 (cálculos dos autores)

A estrutura socio-económica da população residente nos diferentes espaços intrametropolitanos (Quadro 5) põe em evidência, em ambos os centros (Lisboa e Porto), a sobrerrepresentação, relativamente à estrutura dos respectivos territórios metropolitanos, dos grandes empresários e quadros dirigentes, dos activos em áreas técnicas, intelectuais e científicas e dos trabalhadores não qualificados do terciário. No entanto, enquanto o primeiro grupo apresenta na última década taxas de crescimento negativas, o segundo apresenta uma dinâmica positiva significativa em ambos os concelhos de Lisboa e Porto. As diferenças mais notórias na dinâmica socio-económica dos residentes nos concelhos de Lisboa e Porto encontram-se nos trabalhadores não qualificados do terciário: em contextos metropolitanos de incremento deste grupo, Lisboa apresenta uma taxa de variação negativa (-7%), enquanto o Porto apresenta um aumento de cerca de 8%.

A estrutura sócio-económica da população suburbana de Lisboa correspondia, de forma mais ou menos coerente, à estrutura dos respectivos territórios metropolitanos. No caso da população suburbana do Porto identificam-se duas diferenças significativas: uma sobrerrepresentação dos activos na administração, comércio e serviços e uma subrepresentação dos independentes e operários da indústria.

A comparação entre as estruturas das coroas suburbanas de Lisboa e Porto e a dinâmica desenvolvida por cada uma delas permite identificar realidades relativamente distintas. A análise do Quadro 5 deixa antever uma estrutura da população activa mais terciarizada no caso de Lisboa do que no do Porto, uma vez que no território da AMP os operários e independentes da indústria e operários não qualificados ainda representavam mais de 30% do total da população activa. É de salientar que a terciarização da população suburbana de Lisboa evidencia-se por duas vias: uma, positiva, que corresponde à importância superior a 20% que os activos das áreas técnicas, intelectuais e científicas representavam; outra, negativa, que diz respeito à importância superior a 11% dos trabalhadores não qualificados do terciário. Por outro lado, a análise da evolução dos grupos sócio-económicos aponta para alterações em sentido idêntico em ambas as primeiras coroas suburbanas: terciarização da mão-de-obra (redução dos operários não qualificados, aumento dos independentes e empregados da administração, comércio e serviços, aumento dos empregados nas áreas técnicas, intelectuais e científicas e aumento de não qualificados do terciário), com um ritmo mais acentuado na AMP do que na AML.

QUADRO 5

Dinâmica do capital humano dos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto e espaços intrametropolitanos

Território Metropolitano / Espaços Intra-metropolitanos	Pequenos Patrões e dirigentes de pequenas empresas		Pequenos patrões, independentes e quadros: áreas técnicas intelectuais e científicas		Independentes e Empregados da administração, comércio e serviços		Independentes e Operários da indústria		Independentes e trabalhadores do sector primário		Trabalhadores não qualificados: operários		Trabalhadores não qualificados: terciário		Grandes empresários e quadros dirigentes		Outros		População Activa	
	%	variação %	%	variação %	%	variação %	%	variação %	%	variação %	%	variação %	%	variação %	%	variação %	%	variação %	%	variação %
Lisboa	6,4	96,5	20,7	54,7	30,0	6,0	19,9	1,1	1,5	-51,9	2,8	-32,8	11,5	42,4	4,2	-0,5	3,1	8,8	100	15,1
AML	6,2	92,1	21,7	52,3	30,8	4,0	19,0	-0,6	0,9	-35,9	2,5	-34,9	11,6	39,8	4,4	-0,2	2,9	-2,5	100	14,8
Core	5,4	25,6	30,8	22,7	28,7	-24,8	12,2	-26,6	0,4	-16,4	1,4	-57,5	12,8	-6,7	6,1	-17,5	2,3	-26,1	100	-10,8
Coroa 1	6,2	108,5	20,2	62,6	32,1	11,3	19,9	3,3	0,6	-14,1	2,5	-33,6	11,5	59,3	4,1	6,9	2,9	-2,5	100	21,9
Coroa 2	7,7	150,5	15,7	118,3	26,3	33,0	25,2	11,8	3,5	-50,6	4,0	-16,0	10,6	76,5	3,3	17,2	3,6	46,1	100	32,0
Área de Influência da AML	8,3	127,0	12,5	95,8	23,7	31,2	27,1	11,7	5,8	-63,4	5,1	-23,0	10,2	71,4	2,5	-3,3	4,8	140,0	100	17,2
Porto	6,6	62,3	15,4	72,0	23,2	19,5	35,4	-0,2	1,8	-41,7	3,5	-16,7	8,7	53,4	3,5	-13,1	1,8	19,6	100	15,6
AMP	6,5	53,0	19,3	67,0	26,9	14,0	27,6	-8,7	1,4	-25,3	2,8	-22,6	9,9	50,2	3,9	-17,1	1,8	11,7	100	13,7
Core	5,6	6,6	28,8	23,5	29,0	-23,1	14,8	-31,6	0,3	-2,8	1,5	-53,0	12,5	7,6	5,2	-36,7	2,3	0,5	100	-11,9
Coroa 1	6,5	69,8	17,8	99,0	27,6	30,9	29,4	-6,7	0,7	-29,0	3,1	-16,6	9,6	72,1	3,7	-5,9	1,6	14,5	100	23,5
Coroa 2	7,6	60,5	12,9	73,7	20,3	30,8	36,8	2,7	6,0	-24,2	3,6	-15,4	7,8	74,8	3,2	-12,0	1,9	22,4	100	17,3
Área de Influência da AMP	7,0	79,6	8,7	94,6	16,7	38,0	49,0	9,6	2,7	-50,9	4,7	-9,6	6,6	62,5	2,9	-2,0	1,8	36,0	100	18,8

Fonte: INE, Censos 2001 e Censos 1991 (cálculos dos autores)

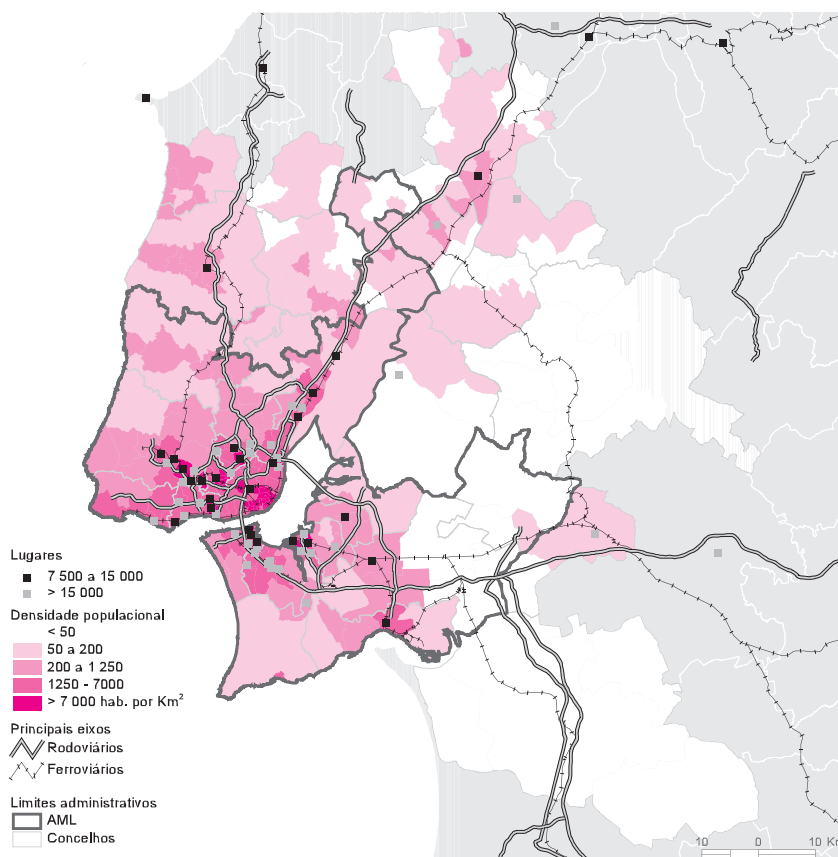
Relativamente à estrutura sócio-económica da população residente na segunda coroa e na área de influência dos territórios metropolitanos verifica-se uma sobrerrepresentação dos independentes e operários da indústria e uma subrepresentação dos pequenos patrões, independentes e quadros das áreas técnicas intelectuais e científicas e independentes, e empregados da administração, comércio e serviços.

3. ORGANIZAÇÃO DOS TERRITÓRIOS METROPOLITANOS DE LISBOA E PORTO

3.1 OS ESPAÇOS DE RESIDÊNCIA

A análise da densidade populacional dos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto (Figura 2 e Figura 4) remete para a morfologia dos espaços de residência. No caso de Lisboa, a morfologia metropolitana deixa

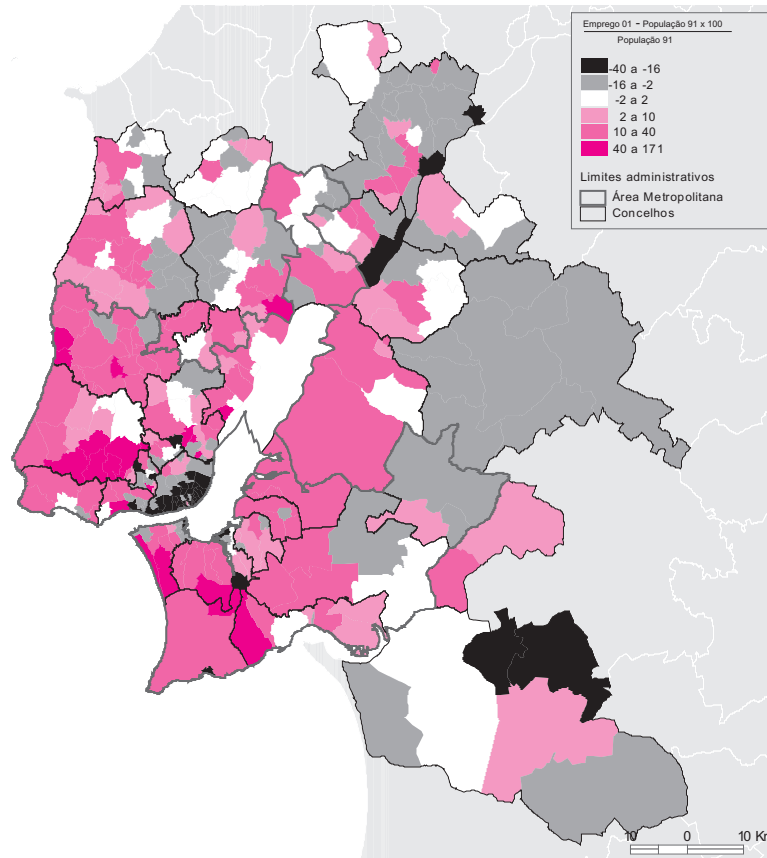
FIGURA 2
Morfologia metropolitana de Lisboa (2001)



Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, Base Geográfica de Representação de Informação (BGRI); Principais vias de comunicação - IGEOE, Carta Militar Itinerária - Portugal Continental (*adaptado*).

FIGURA 3

Taxa de variação da população residente no território metropolitano de Lisboa, por freguesia (1991 - 2001)



Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, Base Geográfica de Representação de Informação (BGR1)

transparecer os fenómenos de suburbanização intensiva, iniciados na década de 50 e estruturados pelas principais vias de comunicação, podendo-se ainda fazer a analogia da “Pata de Ave” proposta por Lucinda Fonseca (1990: 240), referindo-se aos principais eixos de expansão urbana na margem norte.

No entanto, a esta imagem radial da ocupação populacional do território metropolitano de Lisboa sobrepõem-se dinâmicas de crescimento (ver Figura 3) que apontam para a coexistência de dois modelos de metropolização. Um que compreende ainda a fase de suburbanização intensiva e que pode ser lido através da perda generalizada de população na grande maioria das freguesias de Lisboa; das

taxas de crescimento superiores a 40% registadas na “Linha de Sintra”, no sector litoral do concelho de Almada e nas freguesias dos limites concelhos partilhados pelos concelhos do Seixal, Sesimbra e Setúbal e, ainda da perda de população na generalidade das freguesias dos concelhos limítrofes do território metropolitano.

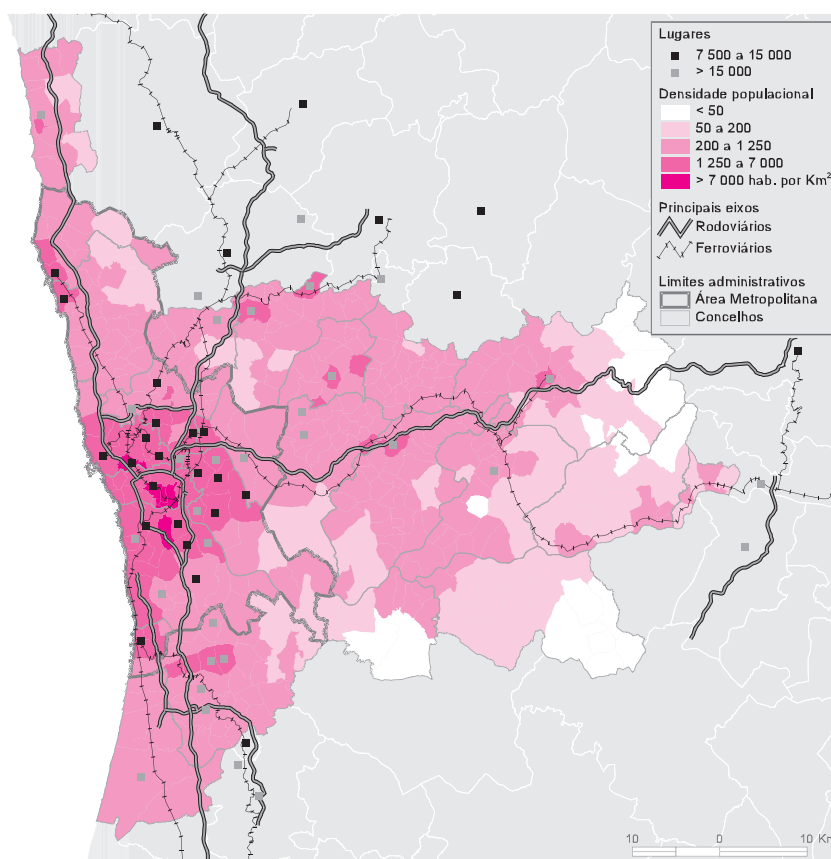
Um segundo modelo que comporta novos processos de expansão metropolitana, apesar da sua identificação se fazer de forma menos incisiva: taxas de crescimento em áreas valorizadas em termos ambientais e por novas vias de comunicação, associadas ao litoral (freguesias dos concelhos de Sintra, Mafra e Sesimbra, mas também Torres Vedras e Lourinhã) e ao “campo” (freguesias dos concelhos

de Alcochete, Vendas Novas, Benavente ou Salvaterra de Magos); emergência de eixos concêntricos na segunda coroa metropolitana associados a novas vias estruturantes (Loures-Malveira-Mafra-Ericeira e Setúbal-Pinhal Novo-Montijo); dinâmica positiva em centros urbanos de pequena dimensão (Cartaxo, Samora Correia e Carregado) e em cidades de dimensão média (Torres Vedras e Santarém); “alastramento” das perdas de população a freguesias dos concelhos suburbanos contíguos à cidade-centro (Oeiras, Amadora, Odivelas e Loures, mas também,

na margem sul, Almada e Barreiro) e comportamento positivo de freguesias da periferia da cidade-centro, por construção de novos bairros (freguesias de Carnide, Lumiar e Charneca) e no centro histórico, por densificação e reabilitação (“Bairro Alto” – freguesia da Encarnação).

A estrutura de ocupação populacional do território metropolitano do Porto é globalmente mais homogênea, com densidades populacionais mais elevadas do que em Lisboa.

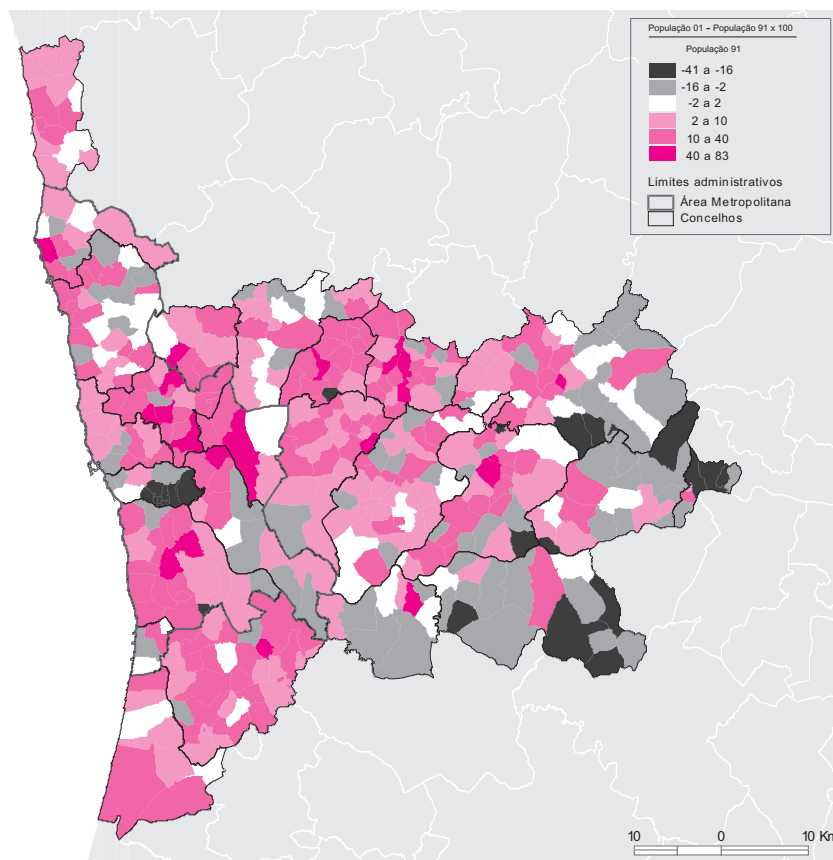
FIGURA 4
Morfologia metropolitana do Porto (2001)



Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, Base Geográfica de Representação de Informação (BGR1); Principais vias de comunicação – IGEOE, Carta Militar Itinerária – Portugal Continental (*adaptado*).

FIGURA 5

Taxa de variação da população residente no território metropolitano do Porto, por freguesia (1991 - 2001)



Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, Base Geográfica de Representação de Informação (BGRI)

Entre 1991 e 2001 a coroa com elevadas densidades populacionais em torno do Porto alastra-se para Sul, unindo-se ao concelho de Espinho. Esta coroa que corresponde à área suburbana polarizada pelo Porto (primeira coroa metropolitana), ao contrário do território metropolitano de Lisboa, não constitui o único espaço com densidades populacionais elevadas: a esta juntam-se cidades de pequena dimensão da segunda coroa metropolitana (Vila do Conde e Póvoa de Varzim) e centros urbanos ou cidades de pequena dimensão, exteriores à área metropolitana administrativa, como sejam Santo Tirso, Paços de Ferreira, Vila das Aves, Penafiel, Amarante ou Lourosa. O conjunto destes centros registaram taxas de crescimento positivas, destacando-se as registadas em Paços de Ferreira e Vila do Conde.

As taxas de crescimento por freguesia ilustradas na Figura 5 apontam para uma dinâmica populacional menos linear que a registada no território metropolitano de Lisboa. Identificam-se, tal como em Lisboa, perdas significativas de população na cidade-centro e nas freguesias contíguas dos concelhos adjacentes, sendo ainda claro um padrão de regressão populacional nos limites do território metropolitano e uma manutenção de crescimento populacional em freguesias da primeira coroa metropolitana, nomeadamente nos concelhos de Maia, Valongo ou Gondomar. Estas tendências apontam ainda para uma fase de suburbanização intensiva centrada na cidade do Porto. De facto, apesar de se identificarem taxas de crescimento nas

segunda e terceira coroas metropolitanas, o facto de estes comportamentos estarem maioritariamente associados a centros urbanos ou cidades de pequena dimensão reveste-os de relativa autonomia face ao comportamento do sistema metropolitano centrado na cidade do Porto.

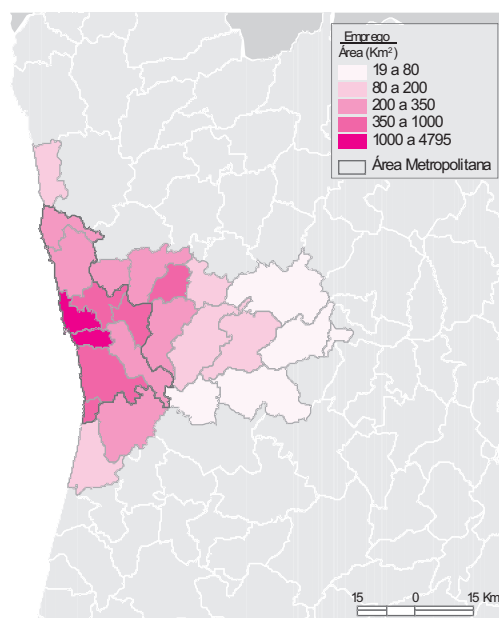
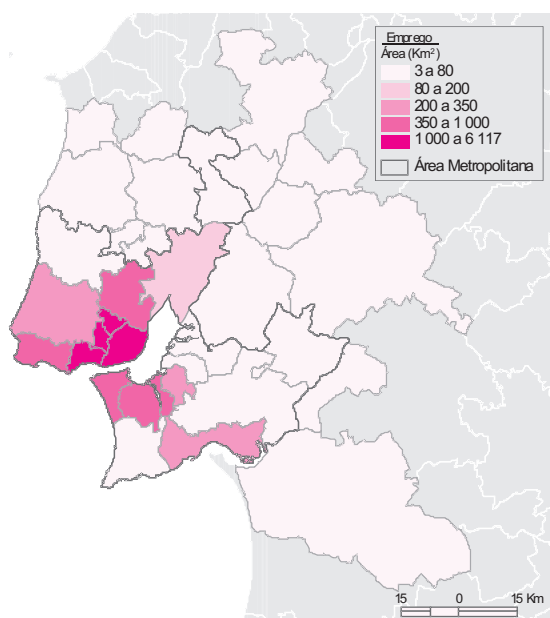
3.2 OS ESPAÇOS DE EMPREGO

Nos dois territórios metropolitanos transparece um modelo de organização territorial clássico “centro-periferia”, com as densidades de emprego a diminuírem progressivamente do centro (Lisboa e Porto) para os concelhos limítrofes do espaço metropolitano. Em relativa contradição com este modelo genérico, evidenciam-se Setúbal, no território metropolitano de Lisboa, e Paços de Ferreira, no do Porto.

No território metropolitano de Lisboa destacavam-se com as maiores densidades de emprego, para além de Lisboa, três dos concelhos que lhe são contíguos: Amadora (2 046 empregados por km²), Oeiras (1 420 empregados por km²) e Odivelas (1 099 empregados por km²). Assim, podemos falar, em 2001, de uma aglomeração económica alargada no território metropolitano de Lisboa. De igual modo, no território metropolitano nortenho os concelhos contíguos do Porto e de Matosinhos apresentavam-se com as maiores densidades de emprego (4 795 e 1 078 empregados por km², respectivamente). No extremo oposto, com densidades inferiores a 80 postos de trabalho por km², encontram-se no caso de Lisboa 20 concelhos, sendo que 6 deles pertencem à área metropolitana administrativa. No caso do Porto

FIGURA 6

Densidade de emprego nos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto (2001)



Fonte: Dados: INE, Censos 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, BGRI.

o número de concelhos com densidades inferiores a 80 postos de trabalho por km² é de apenas quatro, todos eles localizados na área de influência da área metropolitana administrativa.

O emprego nos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto registou, no período em referência, um crescimento respectivamente de 9,7% e 9,0%, valor resultante de comportamentos concelhios muito diferenciados. Foram concelhos do território metropolitano de Lisboa que verificaram as maiores variações positivas e negativas da população empregada.

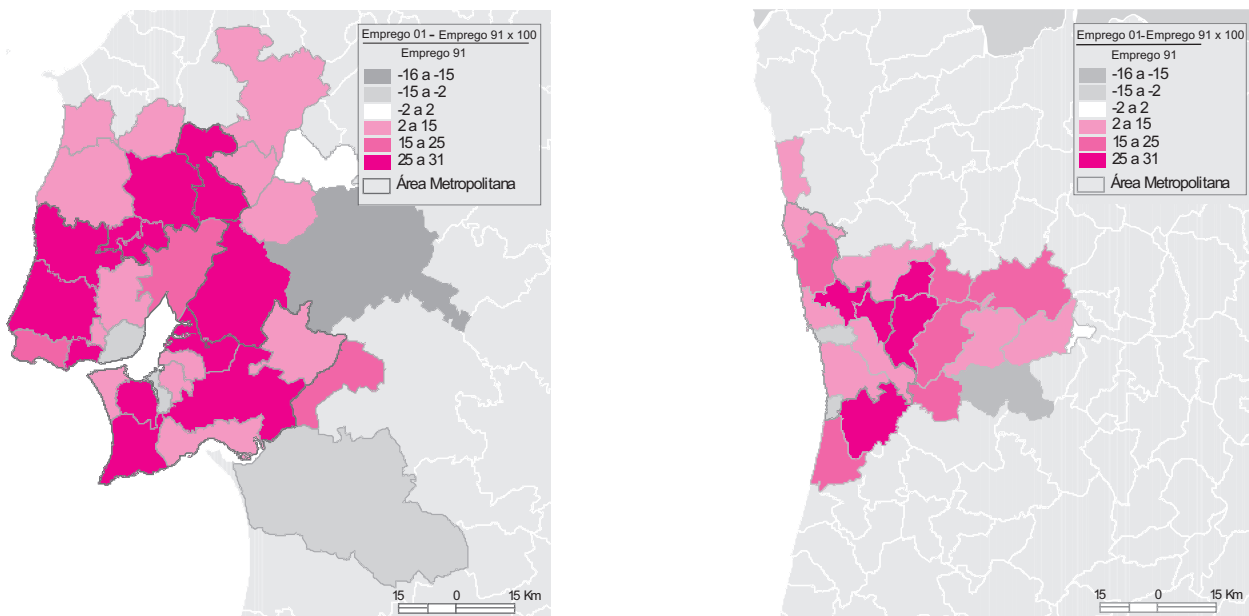
Destacam-se no território metropolitano de Lisboa, com acréscimos superiores a 40%, os concelhos de Palmela (+81,2%), na segunda coroa, Oeiras

(+52,6%) e Sintra (+46,3%), na primeira coroa, e ainda Sobral de Monte Agraço (+45,2%) e Arruda dos Vinhos (+41,3%), na área de influência.

No território metropolitano do Porto as maiores variações ocorreram em quatro concelhos contíguos, Maia (+30,5%) e Valongo (+29,4%) da primeira coroa periférica, Paredes (+30,8%), Paços de Ferreira (28,8%) e, ainda, em Santa Maria da Feira (26,9%), localizado, como os dois últimos, na área de influência. As variações negativas registaram-se num dos concelhos mais periféricos da área de influência, Cinfães (-16,4%), no concelho central do Porto (-9,9%) e num concelho da segunda coroa, Espinho (-5,6%).

FIGURA 7

Taxa de variação de emprego nos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto (1991-2001)



Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, BGRI.

3.3 ESPAÇOS DE RESIDÊNCIA VERSUS ESPAÇOS DE EMPREGO: O ÍNDICE DE POLARIZAÇÃO

O índice de polarização, indicador que permite uma visão simplificada da organização espacial dos mercados de trabalho, situava-se, em 2001, nos 1,01 no território metropolitano de Lisboa e assumia um valor marginalmente inferior à unidade no território metropolitano do Porto.

Uma análise concelhia dos resultados faz sobressair os centros, Lisboa e Porto, cujos índices de polarização do emprego atingiam respectivamente 2,29 e 1,91, o que equivale a dizer que nestes concelhos exerciam actividade um número de trabalhadores que mais que duplicava (no caso de Lisboa) ou quase duplicava (no caso do Porto) a população empregada que lá residia. Em termos absolutos, aqueles valores traduzem-se na circunstância de cerca de 578 mil indivíduos trabalharem no concelho de Lisboa e apenas cerca

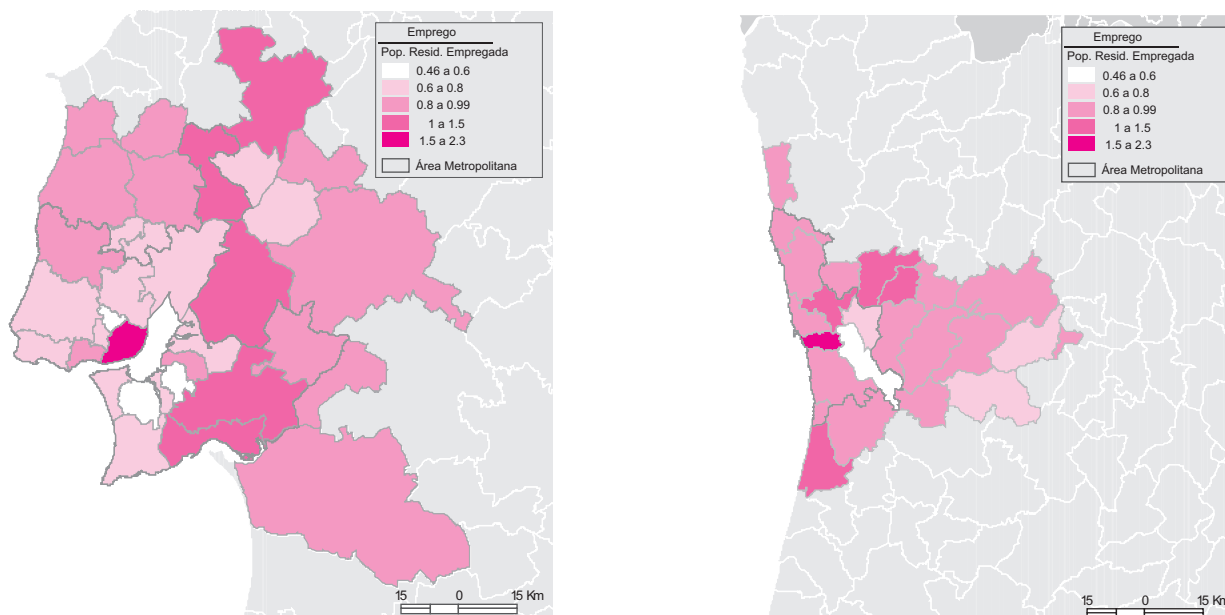
de 226 mil empregados lá residirem e de no concelho do Porto exercerem actividade cerca de 200 mil trabalhadores e residirem, apenas 104 mil.

No território metropolitano de Lisboa seguem-se, com índices de polarização de emprego superiores à unidade, cinco concelhos: Setúbal e Palmela (na segunda coroa), Benavente, Azambuja e Santarém (na área de influência). No pólo oposto, com os menores índices de polarização de emprego, salientam-se na margem norte da primeira coroa periférica, intensamente dependentes do centro, Odivelas, Amadora, Sintra, Loures, Vila Franca de Xira e Cascais, e também alguns concelhos ribeirinhos da margem sul, Moita, Seixal, Barreiro e Almada.

No território metropolitano do Porto, para além do concelho central, são, maioritariamente, concelhos

FIGURA 8

Índice de polarização de emprego⁹ nos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto (2001)



Fonte: Dados: INE, Censos 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, BGRI.

⁹ O índice de polarização de emprego relaciona os postos de trabalho existentes num determinado concelho com a população empregada residente nesse mesmo concelho.

da área de influência que apresentam densidades de ocupação diurna superiores à nocturna, nomeadamente Ovar, Santo Tirso e Paços de Ferreira. A excepção é o concelho da Maia na primeira coroa periférica, que se mantém como o único pólo supra-municipal de emprego da AMP, para além do concelho central. No pólo oposto, com os menores índices de polarização, sobressaem os concelhos de Gondomar e Valongo, que apresentam perfis predominantemente residenciais.

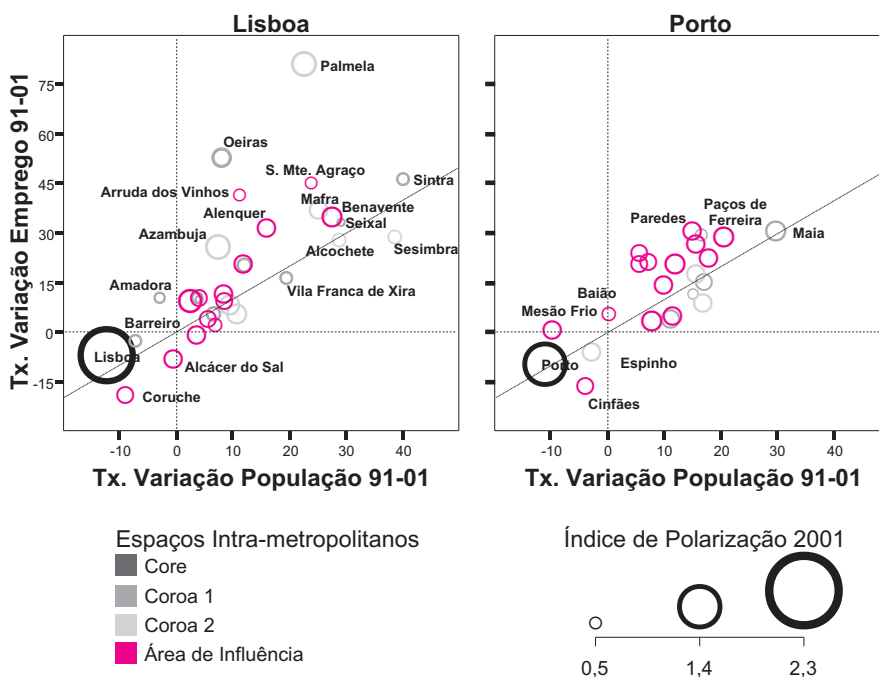
Cruzando os dados dos censos de 2001 com os de 1991, sobressai que no território metropolitano de Lisboa os concelhos que revelaram maior variação positiva no índice de polarização de emprego foram os de Palmela, Oeiras, Lisboa, Loures e Amadora, e os que, pelo contrário, revelaram maior variação negativa foram Setúbal e Sesimbra. No território metropolitano do Porto salientam-se, pela maior variação positiva, dois concelhos da área de influência: Lousada e Penafiel.

Acresce que os concelhos de Palmela, Benavente, Ovar e Paços de Ferreira passaram a apresentar índices de polarização de emprego superiores à unidade, emergindo como pólos de emprego, situação que não ocorria em 1991. Palmela, no território metropolitano de Lisboa, e Paços de Ferreira, no território metropolitano do Porto, apresentam as variações positivas de maior dimensão situação que, no caso de Palmela, é difícil dissociar do projecto Ford-Wolkswagen.

A Figura 9 sintetiza a recomposição dos mercados locais de trabalho intra-metropolitanos através da análise cruzada das taxas de variação da população residente e do emprego nos concelhos de ambos os territórios metropolitanos, apresentando o índice de polarização registado em 2001 para cada um deles.

FIGURA 9

Dinâmica populacional e de emprego (1991-2001) e Índice de polarização (2001)¹⁰



Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. (cálculos dos autores)

¹⁰ Os concelhos apresentados para os territórios metropolitanos de Lisboa e Porto referem-se, por razões de impossibilidade de estimação do emprego, à geografia de 1991.

O primeiro ponto a reter é que as dinâmicas do emprego e da população residente foram muito mais divergentes no território metropolitano de Lisboa do que no do Porto, revelando por isso uma maior recomposição das lógicas funcionais naquele território.

O segundo ponto é o de que, por coroa e em termos relativos, são concelhos da segunda coroa metropolitana que apresentam menor performance do emprego em relação à da população (à direita da diagonal, 67% dos concelhos em ambos os territórios metropolitanos). Contrariamente a este situação, destacam-se, no território metropolitano de Lisboa, os comportamentos de Mafra, Azambuja, e principalmente, Palmela, sendo que os dois últimos apresentam um índice de polarização superior à unidade. No caso do território metropolitano do Porto, o único concelho que pode ser referenciado é Vila do Conde, mas sem grande evidência porque apresenta comportamentos muito próximos nas componentes emprego e população.

Em sentido inverso, a maioria dos concelhos da primeira coroa e das áreas de influência das áreas metropolitanas administrativas apresenta performances mais positivas no emprego. Neste contexto, evidenciam-se no território metropolitano de Lisboa, os concelhos de Arruda dos Vinhos, Sobral de Monte Agraço, Alenquer (área de influência) e sobretudo Oeiras (primeira coroa metropolitana), sendo que os dois últimos apresentam índices de polarização de emprego próximos da unidade. No Porto, destacam-se os concelhos de Paredes e Paços de Ferreira (área de influência), sendo que o primeiro apresentava um índice de polarização de emprego próximo da unidade e o segundo superior. Note-se, no entanto, que estes concelhos registaram um crescimento do emprego inferior ao dos concelhos

referidos relativamente ao território metropolitano de Lisboa, bem como uma menor divergência face à dinâmica da população.

Esta leitura revela a emergência de novos centros metropolitanos em Lisboa e aponta para um território mais policêntrico em 2001 do que dez anos antes, que se evidencia em concelhos da primeira e segunda coroas metropolitanas, mas também da área de influência da AML. No caso do Porto a evolução para um maior policentrismo metropolitano é pouco clara. A existir, ela ocorreu de forma tímida em alguns dos concelhos da área de influência da AMP.

Refira-se ainda que, a par dos dois centros metropolitanos, são sobretudo concelhos distantes desses centros (Coruche, Alcácer do Sal e Cinfães) que apresentam performances negativas da população e do emprego. Se relativamente aos primeiros esta evolução acusa uma perda de competitividade nos dois domínios em análise, relativamente aos segundos a evolução parece demonstrar uma performance negativa da base económica local.

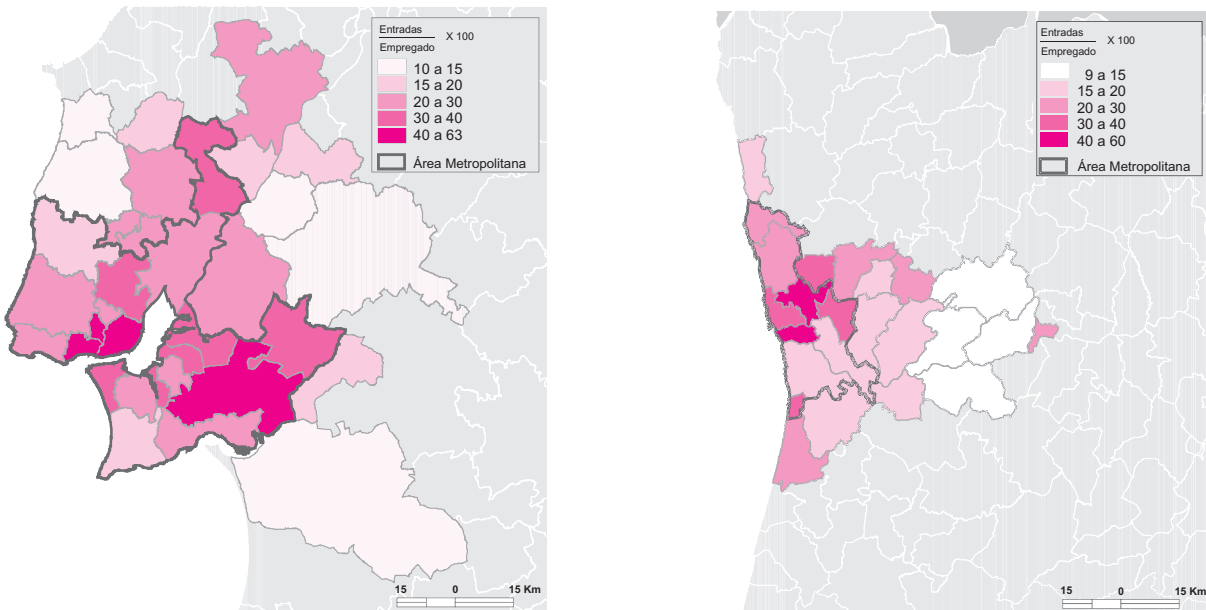
4. FUNCIONALIDADES DOS TERRITÓRIOS METROPOLITANOS DE LISBOA E PORTO

4.1 ATRACTIVIDADE VERSUS REPULSÃO

No território metropolitano de Lisboa, o concelho central de Lisboa e o de Oeiras, na primeira coroa, são os mais atractivos: mais de metade do emprego nestes municípios é ocupado por população residente noutros concelhos. Seguem-se-lhes um concelho da segunda coroa, Palmela (46%), Amadora (primeira coroa, com 44,9%), Azambuja (segunda coroa, com

FIGURA 10

Taxa bruta de atracção da população empregada¹¹ nos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto (2001)



Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, BGRI.

39,7%) e Loures (primeira coroa, com 38,6%). Tal como a análise da densidade de emprego, a análise da taxa de atracção aponta para a existência de um centro económico em consolidação que envolve não apenas a cidade-centro mas também um conjunto de concelhos suburbanos da margem norte que a envolvem.

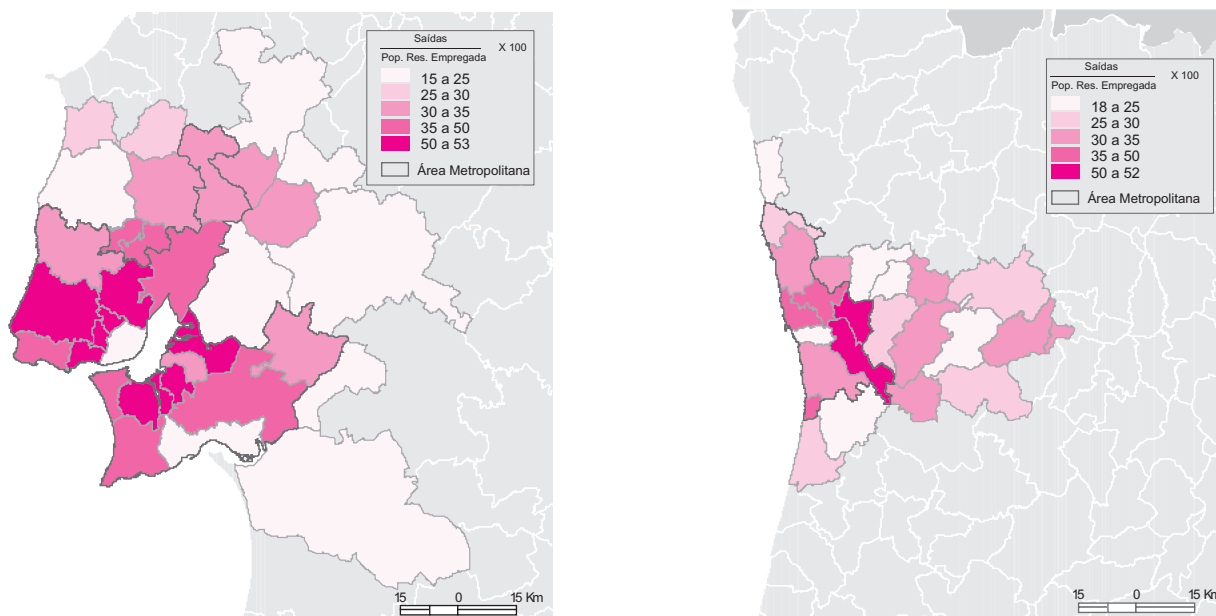
De igual modo, no território metropolitano do Porto identifica-se uma aglomeração económica alargada, constituída por concelhos com elevadas taxas de atracção: a cidade-centro, em que mais de 50% da população aí empregada reside noutros concelhos, e dois concelhos que lhe são contíguos (Maia, com

47,2%, e Matosinhos, com 37,6%). No entanto, os concelhos que constituem o território metropolitano do Porto apresentam, globalmente, menores taxas de atracção do que os de Lisboa. É neste contexto que se destacam a faixa do território metropolitano do Porto constituída pelos concelhos da Trofa, Santa Tirso e Lousada e, no extremo sul os concelhos de Espinho e Ovar.

Entre 1991 e 2001, a evolução da taxa de atracção foi positiva para todos os concelhos dos territórios metropolitanos. O facto de a evolução da taxa de repulsão dos concelhos retidos para análise ter sido globalmente no mesmo sentido aponta, por si

¹¹ A taxa bruta de atracção de empregados relaciona as “entradas” de empregados num dado concelho (isto é, o número de empregados não residentes que se deslocam ao concelho para trabalharem) com o número total de postos de trabalho, ocupados.

FIGURA 11

Taxa de repulsão da população empregada¹² nos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto (2001)

Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, BGRI.

só, para uma complexificação do quadro funcional induzido pelo mercado de trabalho em ambos os sistemas metropolitanos.

Em 2001, os concelhos com taxas de repulsão mais significativas, superiores a 50%, eram, no território metropolitano de Lisboa, os que constituem a primeira coroa em torno do centro: na margem norte, Amadora (66,1%), Odivelas (65,0%), Oeiras (59,4%), Loures (56,5%) e Sintra (51,3%); na margem sul, Moita (60,9%), Seixal (57%) e Barreiro (54,7%). Alcochete (50,8%) era o único concelho da segunda coroa periférica com uma taxa de repulsão superior a 50%.

No território metropolitano do Porto os concelhos com taxas de repulsão de emprego mais significativas pertenciam à primeira coroa periférica: Gondomar

(52,3%) e Valongo (50,6%). No entanto, enquanto em Lisboa mais de 70% dos concelhos da primeira coroa apresentavam taxas de repulsão superiores a 50%, no Porto esta proporção era inferior a 50%. Podemos assim afirmar que nos concelhos da primeira coroa metropolitana do Porto existe uma maior importância de movimentos casa-trabalho de âmbito intraconcelhio do que nos concelhos da primeira coroa metropolitana de Lisboa.

A Figura 11 mostra, ainda, que as menores taxas de repulsão da população residente empregada registavam-se simultaneamente nos concelhos centrais dos territórios metropolitanos, Lisboa (14,6%) e Porto (23,2%), e nos concelhos das respectivas áreas de influência: Santarém (17,7%), Torres Vedras (17,8%), Alcácer do Sal (17,9%), Vendas

¹² A taxa de repulsão de empregados relaciona as "saídas" de empregados residentes num dado concelho (isto é, o número de empregados residentes que se deslocam para outro concelho para trabalharem) com o total de indivíduos empregados residentes no concelho.

Novas (22,1%), Coruche (22,7%), Almeirim (24,5%) e Benavente (24,5%), no território metropolitano de Lisboa; Paços de Ferreira (17,9%), Santa Maria Feira (21,4%), Santo Tirso (22,4%) e Marco de Canaveses (24,6%), no território metropolitano do Porto.

A análise integrada das taxas brutas de atracção e repulsão de empregados permite tipificar nos dois territórios metropolitanos cinco grupos distintos de concelhos:

- concelhos com elevadas taxas de atracção e fracas taxas de repulsão, que retinham a sua população empregada e ao mesmo tempo atraíram população de fora: os únicos exemplos claros eram os concelhos centrais de Lisboa e Porto;
- concelhos que registaram simultaneamente as maiores taxas de repulsão e as menores taxas brutas de atracção, revelando um perfil de concelhos tipo dormitório: Odivelas, Moita, Seixal e Sintra, na AML; e Gondomar e Valongo, na AMP;
- concelhos que apresentavam elevadas taxas de atracção e de repulsão, sendo, por isso, concelhos com uma elevada rotatividade de população empregada: Oeiras, Amadora e Palmela, na AML, e Maia, na AMP;
- concelhos com baixas taxas de atracção e repulsão e, por isso, pouco integrados no sistema metropolitano, sendo exemplo um conjunto de concelhos localizados na área de influência das respectivas áreas metropolitanas: Alcácer do Sal, Vendas Novas, Coruche e Almeirim, no território metropolitano de Lisboa; Paços de Ferreira, Santa Maria Feira e Marco de Canaveses, no território metropolitano do Porto.

- Por último, concelhos limítrofes dos territórios metropolitanos que apresentam taxas de atracção relativamente significativas e baixas taxas de repulsão, e que se evidenciam, por isso, como pólos estruturantes na periferia dos territórios metropolitanos: Torres Vedras e Santarém, no território metropolitano de Lisboa; Santo Tirso, no território metropolitano do Porto.

4.2 LÓGICAS INTERCONCELHIAS DE DEPENDÊNCIA DE EMPREGO

A análise das taxas de repulsão e atracção concelhias indicou, em 2001, um quadro funcional complexo dos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto, sob a forma de uma maior abertura dos mercados de trabalho do que a existente em 1991.

Para além disso, os níveis de concentração dos movimentos interconcelhios motivados pelo emprego revela em 2001 menores níveis de concentração do que em 1991, para a generalidade dos concelhos dos dois territórios metropolitanos. Neste sentido, podemos afirmar que a evolução da estrutura de movimentos pendulares dos territórios metropolitanos foi no sentido da sua fragmentação: os movimentos pendulares em 2001 são mais difusos e estruturados de forma mais equilibrada.

Apesar deste quadro genérico, a Figura 12 evidencia o papel dominante dos centros metropolitanos na estruturação dos movimentos pendulares: no território metropolitano de Lisboa todos os concelhos da área metropolitana administrativa dependiam de forma significativa do emprego em Lisboa, assim como, sete concelhos da área de influência (Arruda dos Vinhos, Sobral de Monte Agraço, Alenquer, Benavente, Cartaxo, Torres Vedras e Salvaterra de Magos) e

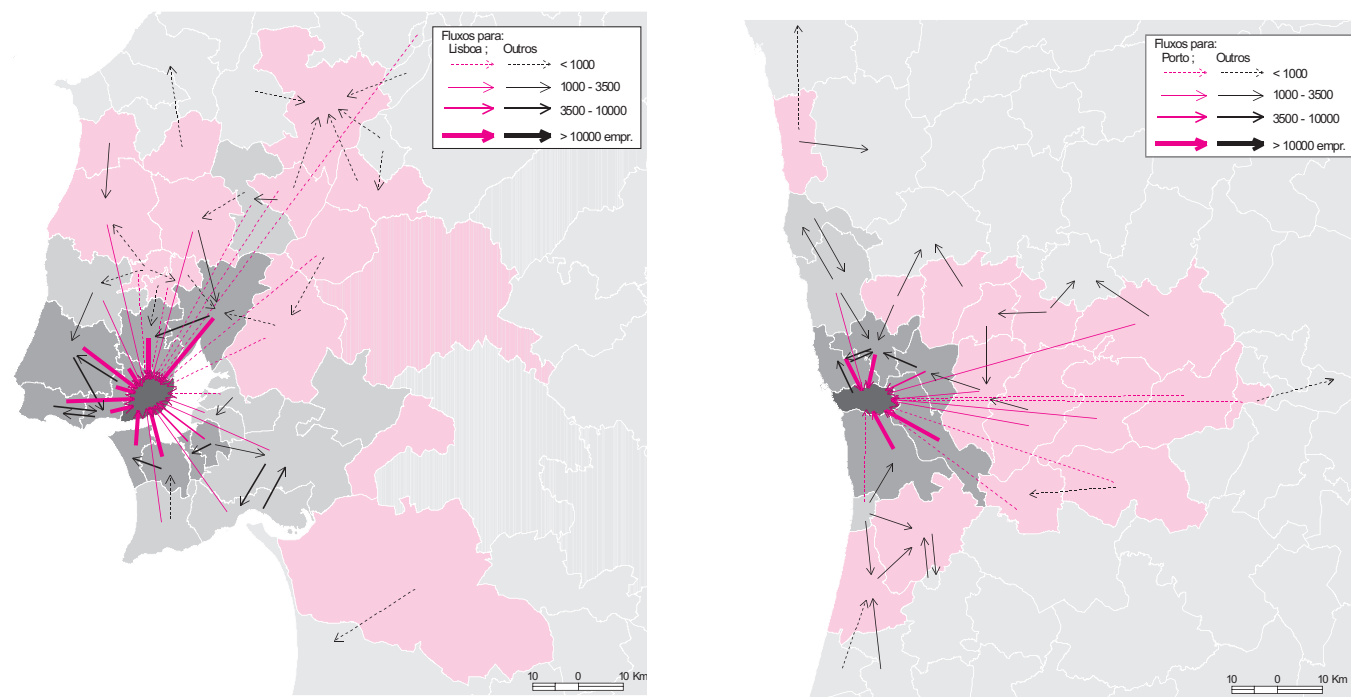
um concelho exterior ao território metropolitano (Entroncamento); no caso do território metropolitano do Porto também todos os concelhos da AMP, à excepção da Póvoa de Varzim, dependiam de forma significativa do emprego do município central, e ainda oito concelhos da área de influência (Baião, Penafiel, Marco de Canaveses, Cinfães, Mesão Frio, Paredes, Castelo de Paiva e Amarante).

Os maiores níveis de dependência do emprego de Lisboa e Porto encontram-se nas respectivas primeiras coroas metropolitanas. A população residente empregada de Odivelas, Amadora, Loures e Oeiras dependia em mais de 40% do emprego de

Lisboa. No caso do Porto os níveis de dependência são substancialmente mais reduzidos que os verificados em Lisboa, rondando os 20%, à excepção de Gondomar (31%).

Se excluirmos os movimentos para os centros metropolitanos, a estrutura de dependências nos dois territórios metropolitanos caracteriza-se pela proximidade geográfica: todos os fluxos significativos se desenvolvem entre concelhos contíguos.

FIGURA 12
Dependências no território metropolitano de Lisboa e Porto (2001)¹³



Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, BGRI.

¹³ Retiveram-se para representação os fluxos que representam mais de 5% da população residente empregada do concelho de origem.

A comparação entre a estrutura de movimentos pendulares de 2001 e de 1991 (Figura 13) permite-nos identificar processos de recomposição nas lógicas de dependência interconcelhias.

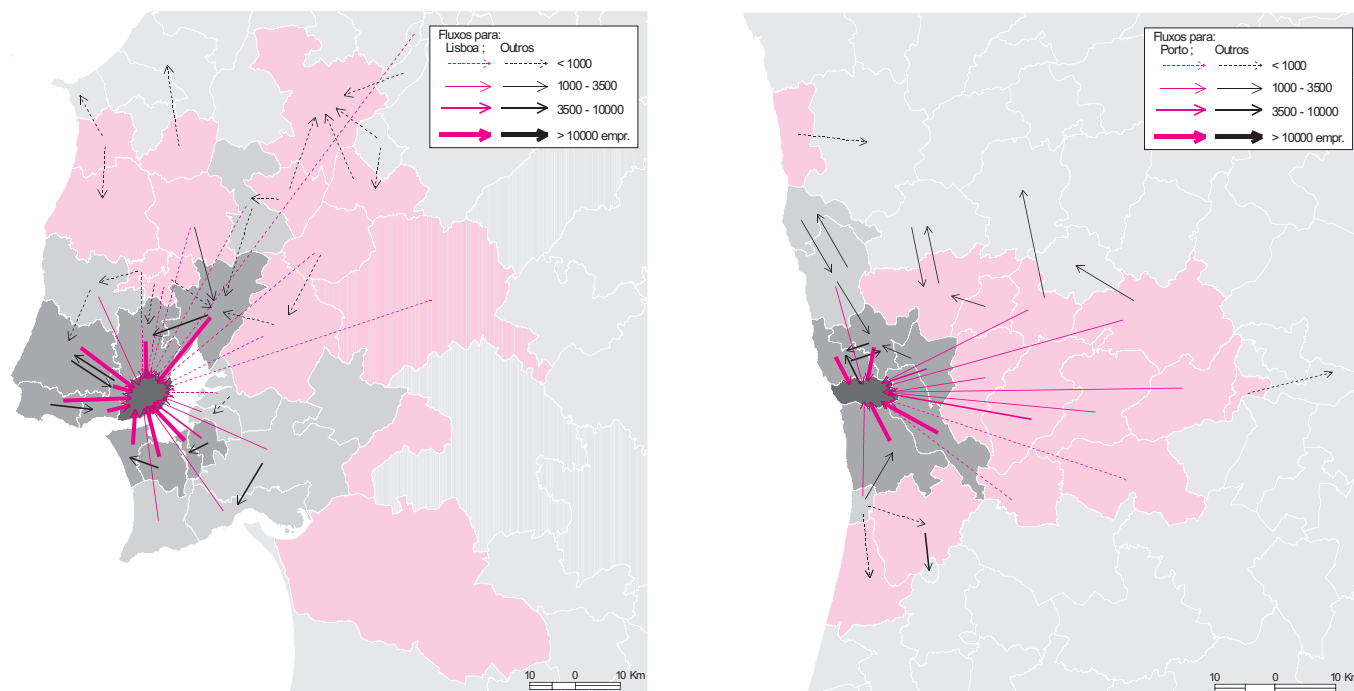
No território metropolitano de Lisboa destaca-se a emergência de dois novos pólos estruturantes na AML: Oeiras e Palmela. Oeiras reforça a sua capacidade de polarização de população empregada residente em Cascais e passa a polarizar significativamente a população empregada residente em Sintra, o segundo concelho mais populoso da AML. Palmela passa a constituir destino significativo para a população empregada residente em Setúbal e Moita. No mesmo sentido, os concelhos com cidades de média dimensão da área de influência da AML polarizam significativamente população residente de um maior número de concelhos do que em 1991 (Santarém passa a polarizar população empregada residente em Rio Maior e Torres Vedras empregados residentes em Sobral de Monte Agraço). No interior da AML destacam-se ainda os fluxos significativos de Sesimbra para Seixal e de Oeiras para Cascais, e o facto de o emprego da Amadora ter deixado de ser significativo para a população empregada residente em Sintra. De igual modo, em 2001, os fluxos da Azambuja para Vila Franca de Xira deixam de ser significativos. Neste quadro de alterações estruturais no território metropolitano de Lisboa refira-se, por último, o aumento global dos fluxos significativos neste território, o que, por si só, constitui um indicador da complexificação do quadro funcional.

O número de fluxos significativos no território metropolitano do Porto também aumentou, acusando deste modo um novo quadro de dependências interconcelhias. Estas alterações foram, no entanto, pouco relevantes entre concelhos da AMP e registaram-se sobretudo na sua área de influência. Neste sentido, destacam-se as novas situações de dependência entre concelhos da área de influência da AMP, nomeadamente: a importância do emprego de Paredes para a população empregada residente em Penafiel e Paços de Ferreira, do emprego de Santa Maria da Feira para os empregados residentes em Ovar e São João da Madeira, e do emprego de Paços de Ferreira para os empregados residentes em Lousada. Para além disso, regista-se uma aproximação funcional de alguns dos concelhos da área de influência a concelhos exteriores ao território metropolitano (Esposende a Viana do Castelo; Mesão Frio à Régua; Lousada a Felgueiras, que substitui em importância o papel detido por Guimarães em 1991). Em sentido inverso, regista-se uma aproximação funcional de três concelhos do exterior do território metropolitano a concelhos da área de influência da AMP (Estarreja e Murtosa a Ovar, e São João da Madeira a Santa Maria da Feira). Por último, refira-se a emergência de dependências significativas de emprego de concelhos da área de influência da AMP face à área metropolitana administrativa: fluxos significativos de Mesão Frio para o Porto, de Paredes para Valongo e de Trofa para a Maia¹⁴.

¹⁴ Apesar deste último poder reflectir apenas a constituição do concelho da Trofa entre 1991 e 2001.

FIGURA 13

Dependências no território metropolitano de Lisboa e Porto (1991)



Fonte: Dados: INE, Censos 1991 e 2001. Informação Geográfica: divisão administrativa - INE, BGRI.

Os processos de recomposição das estruturas de fluxos nos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto e as alterações nas taxas de repulsão e atracção dos respectivos concelhos que as compõem apontam para um processo de transformação das lógicas funcionais mais vincada no território de Lisboa do que no do Porto. Aquelas alterações em Lisboa evidenciam uma suburbanização do emprego segundo um modelo que altera as lógicas preexistentes em 1991. No caso do Porto esta suburbanização do emprego também é identificável, mas reforça no essencial os padrões existentes em 1991. As alterações ocorridas no Porto são mais interessantes na sua área de influência: sobre os padrões de emprego difuso que em 1991 dinamizavam, sobretudo movimentos de âmbito intraconcelhio, surgem complementariedades interconcelhias em 2001.

4.3 REPARTIÇÃO MODAL DOS MOVIMENTOS INTERCONCELHIOS

Costa e Costa (2003) apontaram que as alterações ocorridas na organização das bacias de emprego de Portugal Continental derivaram de alterações nas acessibilidades e na repartição modal das deslocações casa-trabalho, nomeadamente, no maior peso que a mobilidade através do transporte automóvel passou a assumir. De igual forma, as alterações encontradas no quadro funcional dos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto não podem ser dissociadas das alterações na estrutura modal ocorridas na última década em ambos os territórios.

QUADRO 6

Movimentos pendulares de âmbito interconcelhio, por modos de transporte em 2001 e variação do peso relativo (1991-2001)¹⁵

Território Metropolitano / Espaços Intra-metropolitanos	Movimentos interconcelhios		Modos de Transporte									
			Transporte Individual		Transporte colectivo rodoviário, metropolitano ou eléctrico		Comboio		Nenhum - Vai a pé		Outro Meio	
	Peso no total de mov. %	variação	%	variação p.p.	%	variação p.p.	%	variação p.p.	%	variação p.p.	%	variação p.p.
Lisboa	42,3	18,1	54,3	23,3	25,0	-19,1	17,2	-2,9	0,7	-0,3	2,8	-0,9
AML	44,6	16,4	53,1	22,8	25,2	-18,9	18,1	-2,6	0,7	-0,3	2,9	-0,9
Core	14,6	16,2	67,6	29,3	20,8	-23,8	8,8	-3,8	1,5	-0,3	1,3	-1,3
Coroa 1	55,0	12,7	50,6	21,3	25,7	-18,3	20,1	-1,9	0,6	-0,3	3,0	-0,8
Coroa 2	32,8	70,8	66,7	30,2	22,9	-21,3	6,4	-5,5	0,6	-0,3	3,4	-3,1
Área de Influência da AML	24,9	48,0	70,6	27,0	22,5	-22,6	4,2	-3,4	1,0	-0,5	1,7	-0,6
Porto	33,2	20,8	64,7	25,1	27,6	-18,4	5,1	-4,3	1,6	-2,7	1,0	0,4
AMP	37,5	18,3	65,4	25,6	27,6	-21,9	4,6	-2,3	1,4	-1,8	1,0	0,3
Core	23,2	2,6	70,6	26,6	24,4	-22,5	2,9	-1,5	1,2	-2,7	0,9	0,1
Coroa 1	42,7	20,0	63,7	26,2	29,6	-23,1	4,5	-1,9	1,2	-1,5	1,0	0,4
Coroa 2	31,4	25,8	71,5	21,1	16,9	-12,0	7,2	-6,3	3,2	-3,3	1,2	0,4
Área de Influência da AMP	26,0	27,5	63,1	23,8	27,6	-9,6	6,2	-9,6	2,1	-5,1	1,0	0,4

Fonte: INE, Censos 2001 e Censos 1991 (cálculos dos autores)

O Quadro 6 apresenta a estrutura dos movimentos de âmbito interconcelhio da população empregada residente nos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto e a variação da importância de cada uma das categorias de modos de transporte entre 1991 e 2001.

Num contexto de incremento dos movimentos pendulares de âmbito interconcelhio em ambos os territórios metropolitanos, verifica-se um aumento da importância do transporte individual de 23 p.p. em Lisboa e 25 p.p. no caso do Porto, passando o transporte individual a assumir mais de 50% dos movimentos interconcelhios da população

empregada residente no território metropolitano de Lisboa e mais de 60% da população empregada residente no território metropolitano do norte do país. Estas alterações na estrutura dos movimentos em ambos os territórios reflectem a perda de importância nas restantes categorias consideradas (à excepção da categoria “outro meio”, que aumenta 0,4 p.p. no território nortenho) e significaram, no território metropolitano de Lisboa, mais que a duplicação dos fluxos interconcelhios de empregados em transporte individual, sendo que no caso do Porto a variação registada também é próxima do dobro¹⁶.

¹⁵ As agregações dos modos de transporte consideradas incluem as seguintes categorias dos Censos 2001 e 1991: Transporte individual – “transporte automóvel como condutor”, “transporte automóvel como passageiro” e “motociclo ou bicicleta”; Transporte colectivo rodoviário, metropolitano ou eléctrico – “transporte colectivo da empresa ou da escola”, “Autocarro”, “Eléctrico ou metropolitano” (estas duas últimas categorias estavam agregadas em 1991); Comboio – “Comboio”; Nenhum, vai a pé – “Nenhum vai a pé”; Outro meio – “Outro meio” (inclui o barco).

¹⁶ A taxa de crescimento dos movimentos pendulares de âmbito interconcelhio no território metropolitano de Lisboa foi de 106,6% e no território metropolitano do Porto de 97,5%.

Note-se que as categorias de transporte colectivo¹⁷ assumem em 2001 uma maior importância nos movimentos de âmbito interconcelhio dos residentes no território metropolitano de Lisboa do que no território metropolitano do Porto (respectivamente 42% e 33%). Por último, refira-se que apesar da perda de competitividade das categorias do transporte colectivo rodoviário, metropolitano ou eléctrico e comboio (expressa na diminuição da importância relativa de ambas as categorias), a utilização do comboio apresenta um crescimento efectivo de cerca de 1,8%, no território metropolitano de Lisboa.

5. DISTÂNCIA E PROXIMIDADES NOS TERRITÓRIOS METROPOLITANOS DE LISBOA E PORTO: UMA VISÃO DE SÍNTESE

As três componentes de análise dos territórios metropolitanos de Lisboa e Porto, desenvolvidas nos pontos de discussão anterior – espaços de residência, espaços de emprego e mobilidade da população empregada – deixaram transparecer alterações significativas na estrutura morfo-funcional destes territórios na última década.

As tendências de crescimento populacional nos concelhos próximos aos dois centros metropolitanos apontam para uma manutenção dos processos de suburbanização intensiva, por transferências populacionais associados a movimentos centrífugos (perdas populacionais nos centros) e centrípetos (a partir das periferias do território metropolitano e de outros territórios). Sobre a suburbanização da população desenvolveram-se, na última década, dinâmicas de suburbanização do emprego, com ambos os centros a acusarem perdas de postos de trabalho. Os ritmos acentuados de crescimento de emprego em áreas suburbanas sugerem uma

trajectória semelhante às tendências verificadas na população em períodos anteriores, e apontam para a emergência de grandes aglomerações económicas constituídas pelas cidades-centro e os concelhos suburbanos que as envolvem.

Paralelamente às tendências de suburbanização da população e emprego, ocorreram dinâmicas de crescimento em ambas as componentes em espaços mais periféricos. No território metropolitano de Lisboa verificaram-se comportamentos demográficos positivos em espaços valorizados do ponto de vista ambiental e que na última década sofreram claras melhorias no campo das acessibilidades. Para além dos ganhos de população nestes locais, verificaram-se também dinâmicas positivas em centros urbanos consolidados. No caso do território metropolitano do Porto os ganhos populacionais na periferia ocorreram fundamentalmente em centros urbanos de pequena e média dimensão. Ao mesmo tempo, o emprego apresenta um comportamento claramente positivo na generalidade dos concelhos mais periféricos. No caso de Lisboa, as dinâmicas do emprego ao nível concelhio revelaram um território metropolitano mais policentrado que em 1991.

A evolução no período intercensitário da população e do emprego gerou nos dois territórios metropolitanos um quadro de mobilidade da população empregada mais complexo. Os concelhos que compõem os territórios metropolitanos acusaram uma maior abertura dos seus mercados de trabalho que se reflectiram em transformações nas lógicas de dependência interconcelhia. O aumento do uso do transporte individual e as alterações ocorridas nas acessibilidades, principalmente rodoviárias, em ambos os territórios metropolitanos, foram os principais factores de sustentação deste novo quadro funcional.

¹⁷ Considerando a agregação das categorias de transporte colectivo - "Transporte colectivo rodoviário, metropolitano ou eléctrico" e "Comboio" - presentes no Quadro 6.

Em Lisboa este novo quadro funcional é interpretável, principalmente, nas coroas suburbanas com alterações estruturais nos fluxos casa-trabalho e na emergência de novos centros metropolitanos de emprego com capacidade de polarizar significativamente concelhos vizinhos.

No Porto, as alterações nas lógicas de dependência funcional interconcelhia foram mais notórias nos concelhos da periferia metropolitana que vieram alterar o anterior quadro de relativa autonomia concelhia no que diz respeito aos mercados locais de trabalho.

A análise realizada revelou um sistema metropolitano centrado na cidade de Lisboa mais ortodoxo, mas ao mesmo tempo numa fase mais avançada que o sistema metropolitano nortenho, e por isso mais complexo. O sistema metropolitano de Lisboa é globalmente mais integrado, tendo a cidade centro

um papel mais marcante na estruturação das lógicas de interdependência concelhias, mas onde os fenómenos de suburbanização do emprego induziram alterações significativas na estrutura dos movimentos pendulares. No sistema metropolitano do Porto é, ainda, preponderante, enquanto fenómeno metropolitano, a suburbanização da população, com a suburbanização do emprego a imprimir poucas alterações no quadro funcional intrametropolitano. Por outro lado, em Lisboa são já identificáveis processos de revalorização da cidade centro, na componente residencial, que, paralelamente aos ganhos de população em espaços periféricos do território metropolitano, acusam uma fase mais madura deste sistema no ciclo de vida urbano.

BIBLIOGRAFIA

- Amin, A. (1994), "Post-Fordism: models, fantasies and phantoms of transition" in A. Amin (coord.) 9,525 mm *Post-Fordism – a reader*, Blackwell, Oxford, pp. 1-39.
- Ascher, F. (1998), *Metapolis. Acerca do futuro da cidade*. Celta, Oeiras.
- Barata Salgueiro, T. (1999), "Ainda em torno da fragmentação do espaço urbano", in *Inforgéo – Revista da Associação Portuguesa de Geógrafos*, nº14, pp. 65-76.
- Barata Salgueiro, T. (2000), "Fragmentação e exclusão nas metrópoles", in *Sociedade e Território*, nº 30, pp. 4-6.
- Barata Salgueiro, T. (2001), *Lisboa, Periferia e Centralidades*. Celta, Oeiras.
- Camagni, R; Gibelli, M; Rigamonti, P. (2002), «Forme urbaine et mobilité: les coûts colectifs des différents types d'extension urbaine dans l'agglomération Milanaise», in *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, nº1 [2002].
- Cardoso, A. (1996), *Do desenvolvimento do planeamento ao planeamento do desenvolvimento*. Edições Afrontamento, Porto.
- CCR-LVT (2001), *Plano Regional de Ordenamento do Território da Área Metropolitana de Lisboa (versão para discussão pública)*. CCR-LVT, Lisboa.
- Costa, N.; Costa E. (2003), "Acessibilidades e configuração de bacias de emprego no território nacional", in *Actas do X Encontro Nacional da Associação Portuguesa de Desenvolvimento Regional. Policopiado*.
- Dieleman, F.; Dijst, M.; Spit, T. (1999), "Planning the compact city: the Randstad Holland experience", in *European Planning Studies*, vol. 7, nº5, pp. 605-621.
- Ferrão, J.; Vala, F. (2001), "Delimitação das Aglomerações Metropolitanas de Lisboa e Porto com base no critério de continuidade de espaço construído", in *Revista de Estudos Regionais – INE, RLVT*, nº 2, pp.7-34.
- Ferrão, J.; Rodrigues, D.; Vala, F. (2002), *As regiões metropolitanas portuguesas no contexto ibérico*. Coleção Estudos nº 5, DGOTDU, Lisboa.
- Ferrão, J.; Marques, T. (2002), *Sistema Urbano Nacional. Síntese*. Coleção Estudos nº 7, DGOTDU, Lisboa.
- Ferrão, J. (2002), "As regiões metropolitanas como comunidades imaginadas: da experiência quotidiana à acção estratégica" in *Porto d'Ideias. A Cidade Em Debate*, APOR - Agência para o Desenvolvimento do Porto, Porto, pp. 39-42.
- Ferreira, M. J.; Rosado, A. R. (1999), "As Grandes Áreas Urbanas portuguesas. Conceitos e delimitação espacial" in *M. Pereira (coord.) Grandes Áreas Urbanas. Reorganização institucional e territorial. O caso da Área Metropolitana de Lisboa*, Lisboa, pp. 38-50.
- Fonseca, M. L. (1990), *População e Território – do País à Área Metropolitana*. Lisboa. Coleção Memórias nº14, Centro de Estudos Geográficos.
- Gaspar, J. (1999), "Economic restructuring and new urban form", in *Finisterra*, XXXIV, pp. 131-152.
- Malheiros, J. (1998), "Minorias étnicas e segregação nas cidades – uma aproximação ao caso de Lisboa, no contexto da Europa Mediterrânica", in *Finisterra*, XXXIII, pp. 91-118.
- INE (2004), *Retrato da Área Metropolitana do Porto*. INE-DRN, Porto.
- INE (2003), *Movimentos pendulares e organização do território metropolitano: Área Metropolitana de Lisboa e Área Metropolitana do Porto(1991-2001)*. INE, Lisboa.
- Jonhston, R. (2000), "Metropolitan Area" in Jonhston, R.; Gregory, D.; Pratt, G.; Watts, M. (coord), *The Dictionary of Human Geography*. 4th edition, Blackwell, pp. 502.
- Resolução do Conselho de Ministros n.º 68/2002 de 8 de Abril de 2002 in *Diário da República – I Série-B*, n.º 82. (aprovação do PROT-AML).

A IMPORTÂNCIA DOS RENDIMENTOS CRESCENTES À ESCALA NO PROCESSO DE AGLOMERAÇÃO EM PORTUGAL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA NÃO LINEAR

Vítor João Pereira Martinho - Professor Adjunto do Instituto Politécnico de Viseu - E-mail: vitortinho@esav.ipv.pt

RESUMO:

Neste trabalho procura-se analisar o processo de aglomeração nas regiões portuguesas, utilizando os modelos da Nova Geografia Económica. Nestes modelos a ideia base é que onde há rendimentos crescentes à escala e baixos custos de transporte, há aglomeração. Com o objectivo de confirmar a existência de rendimentos crescentes à escala e de baixos custos de transporte, em Portugal, estruturou-se este estudo em cinco partes. Na primeira parte faz-se uma breve introdução, onde são referidas algumas contribuições teóricas, relacionadas com as áreas da aglomeração que geralmente estão associadas à Nova Geografia Económica; na segunda parte são apresentados os fundamentos teóricos dos modelos da Nova Geografia Económica; na terceira parte são examinados os dados estatísticos considerados, obtidos na base de dados Regio (2000) das estatísticas do Eurostat, para o período de 1987 a 1994 e nas Contas Regionais (2003) do INE, para o período de 1995 a 1999; na quarta parte são exibidas as estimações realizadas com formas reduzidas não lineares dos modelos referidos anteriormente; e na quinta parte são enunciadas as principais ilações obtidas com a realização deste trabalho. De referir, como conclusão sumária, que com este trabalho provou-se a existência de baixos custos de transporte e de rendimentos crescentes à escala nas regiões portuguesas e como tal a existência de aglomeração regional em Portugal.

Palavras-chave: Aglomeração, Nova Geografia Económica, Modelos Não Lineares, Regiões Portuguesas.

ABSTRACT:

With this work we try to analyse the agglomeration process in the Portuguese regions, using the New Economic Geography models. In these models the base idea is that where has increasing returns to scale in the manufactured industry and low transport costs, there is agglomeration. For that, this study was structured in five parts. In the first part is made an abbreviation introduction, where are referred some theoretical contributions related with the areas of the agglomeration, that are usually associated to the New Economic Geography; in the second part are presented the theoretical foundations of the New Economic Geography models; in the third part are examined the considered statistical data, obtained in the data base Regio (2000) of the Eurostat statistics, for the period from 1987 to 1994, and in the Regional Accounts (2003) of INE, for the period from 1995 to 1999; in the fourth are exhibited the estimates effectuated; and in the fifth part are enunciated the main conclusions obtained with the realization of this work. Of referring, as summary conclusion, that with this work the existence of increasing returns to scale and low transport cost, in the Portuguese regions, was proven and as such the existence of agglomeration in Portugal.

Keywords: Agglomeration, New Economic Geography, Non Linear Models, Portuguese Regions.

1. INTRODUÇÃO

Com este trabalho procura-se, sobretudo, analisar o processo de aglomeração entre as regiões (NUTs II e NUTs III) portuguesas, utilizando os modelos não lineares da Nova Geografia Económica, nomeadamente, os desenvolvimentos considerados por Krugman (1991), Thomas (1997), Hanson (1998a) e Fujita et al. (2000). Aproveitar-se-á, ainda, para comparar os resultados empíricos obtidos pelos modelos desenvolvidos por cada um destes autores.

Apesar de o processo de aglomeração ter aparecido mais associado à Geografia Económica, é contudo de referir que se baseia, tal como a polarização, nas ideias anteriores de Myrdal (1957) e de Hirschman (1958), pioneiros dos processos de crescimento regional com características cumulativas. Os trabalhos desenvolvidos ao nível da Geografia Económica, tradicional e recente, procuram explicar a localização das actividades económicas com base nos factores espaciais. As políticas económicas liberais, a integração económica internacional e o progresso tecnológico, têm criado, contudo, novos desafios (Jovanovic, 2000). Por isso, têm vindo a ser desenvolvidas novas ferramentas para a Geografia Económica, tais como, os rendimentos crescentes, as interligações produtivas, os equilíbrios múltiplos (com as forças centrípetas a favor da aglomeração e centrífugas contra a aglomeração) e a competição imperfeita. Estes contributos têm permitido algumas inovações na modelização dos processos de aglomeração, o que tem tornado tratável, pelos economistas, um grande número de questões. Em particular a inclusão dos rendimentos crescentes nos modelos analíticos, o que levou à chamada revolução dos rendimentos crescentes

em economia (Fujita et al., 2000). Krugman (1991, 1994, 1995 e 1998) tem sido a figura central destes desenvolvimentos. Fujita (1988), Fujita et al. (1996) e Venables (1996), por seu lado, têm sido líderes no desenvolvimento e exploração das implicações dos modelos da economia da localização, baseados nos rendimentos crescentes. Estes desenvolvimentos têm ajudado a explicar a aglomeração e o “clustering” de empresas e indústrias. Uma das mais recentes publicações de Fujita, Krugman e Venable (Fujita et al., 2000) apresenta-se como um bom contributo, na sistematização destes desenvolvimentos e baseia-se, principalmente, em duas ideias simples:

- (i) A primeira está relacionada com o facto de numa situação com custos de transporte reduzidos e rendimentos crescentes à escala, as interligações produtivas podem criar uma lógica circular de aglomeração, com as ligações “backward” e “forward”. O que faz com que os produtores se localizem próximo dos seus fornecedores (forças da oferta) e consumidores (forças da procura) e vice-versa. O factor impulsionador do processo é, neste caso, a diferença de salários reais, ou seja, localizações que, por alguma razão, tenham salários reais mais altos, atraem mais trabalhadores (que também são potenciais consumidores), ligações “forward”¹ que, por sua vez, atraem mais empresas para satisfazerem as exigências da procura, ligações “backward”². Com uma maior concentração de empresas na mesma localização, os produtos são deslocados em menores distâncias, poupa-se em custos de transporte e, como tal, os preços podem ser mais

¹ As ligações “forward” explicam o arranque do processo cumulativo.

² As ligações “backward” tornam o processo de aglomeração com características cumulativas e circulares.

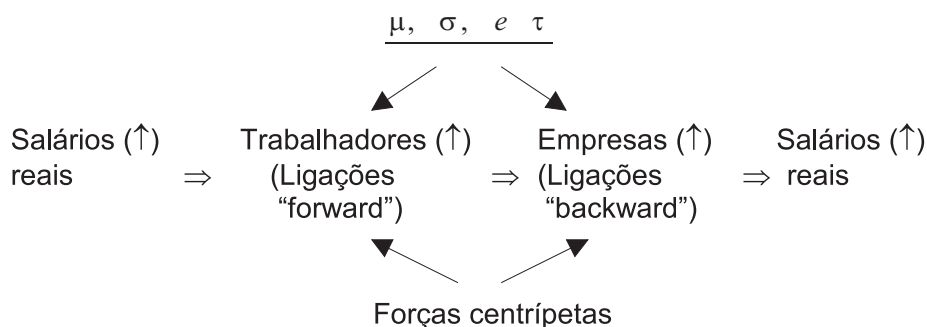
baixos, os salários nominais podem ser mais altos e assim sucessivamente. Figura 1, demonstra esquematicamente o desenrolar deste processo cumulativo responsável pela aglomeração. Obviamente, a deslocação dos factores produtivos favorece localizações que reduzem os custos de transporte e custos de comunicação³.

(ii) A segunda relaciona-se com o facto de que quando certos factores são imóveis (terra), estes funcionam como forças centrífugas que se opõem às forças centrípetas de aglomeração. O resultado da interacção entre estas duas forças, traça a evolução da estrutura espacial da economia (Jovanovic, 2000). A intensidade destas forças depende, porém, do peso do sector de produtos manufacturados (parâmetro μ dos

modelos, dado que, este sector, com rendimentos crescentes, e a agricultura, com rendimentos constantes, são considerados, nesta abordagem, os únicos sectores da economia), da elasticidade de substituição entre as variedades produzidas (parâmetro σ) e dos custos de transporte (parâmetro τ). A aglomeração é favorecida por baixos custos de transporte (baixos τ), alto peso do sector de produtos manufacturados na indústria (alto μ) e fortes economias de escala ao nível individual das empresas (baixo σ), porque as economias de escala crescentes surgem, unicamente, por haver diferentes variedades de produtos manufacturados.

FIGURA 1

Esquema resumo do processo de Aglomeração.



³ As empresas têm interesse em reduzir, também, os custos de transporte de bens intermédios que trocam entre si e os custos de comunicação associados à aquisição de informação sobre as novas tecnologias. Nestes termos, o crescimento do produto regional, entre outros factores, depende, também, da forma como se distribuem as empresas entre regiões.

Hanson, em 1998a, tendo em conta o modelo de Krugman (1991) e a extensão de Thomas (1997) deste modelo, apresentou um bom contributo teórico e empírico ao examinar empiricamente, com formas reduzidas, a relação entre rendimentos crescentes à escala, os custos de transporte e a concentração geográfica da actividade económica.

2. O MODELO

Como se referiu anteriormente, nem sempre tem sido fácil tratar matematicamente algumas questões relacionadas com a aglomeração, nomeadamente, conciliar os rendimentos crescentes ao nível individual das empresas com a estrutura do mercado, daí que, por vezes, se tenha procurado recorrer, nos modelos da Nova Geografia Económica, a alguns pressupostos de natureza “tricks”. Neste seguimento, alguns trabalhos têm procurado apresentar, numa sequência lúcida sobre o esquema dos rendimentos crescentes, uma explicação de como o modelo de Dixit-Stiglitz (primeiro “trick”), ligado com os custos de transporte “iceberg” de Samuelson (segundo “trick”) e a aplicação de “ad hoc dynamics” aos modelos estáticos (terceiro “trick”), pode ser usado para criar modelos tratáveis que traçam a trajectória da economia espacial ao longo do tempo. Dixit-Stiglitz, custos de transporte “iceberg” e plausíveis “ad hoc dynamics” são estratégicas escolhas de modelização que simplificam a criação de modelos de economia espacial, porque clarificam três importantes problemas de modelização: relacionar escolhas discretas ao nível da empresa com variáveis contínuas ao nível agregado (Dixit-Stiglitz); modelar os recursos usados no transporte separadamente a partir dos produtos industriais que são embarcados (custos “iceberg”); e

explicitamente modelar escolhas racionais, ao nível das empresas e famílias através do tempo (“ad hoc dynamics”).

A abordagem de Dixit-Stiglitz considera dois sectores, a agricultura e o sector produtor de bens manufacturados. A agricultura é um sector em concorrência perfeita, com produtos homogéneos. O sector de bens manufacturados, por seu lado, é um sector em concorrência imperfeita, com rendimentos crescentes.

Todos os consumidores partilham a mesma função de utilidade $U = M^\mu A^{1-\mu}$ nas suas preferências, para dois tipos de bens, os manufacturados e os agrícolas: M representa o consumo de bens manufacturados, A o consumo de bens agrícolas, μ a elasticidade de utilidade relativamente ao consumo de bens manufacturados e $1-\mu$ a elasticidade de utilidade relativamente ao consumo de bens agrícolas. O M é uma função de sub-utilidade definida sobre um contínuo de variedades de bens manufacturados. A intensidade de preferência por variedade em bens manufacturados é, usualmente, representada por ρ ⁴. A partir do ρ pode-se determinar a elasticidade de substituição entre duas variedades, dada por $\sigma = 1/(1-\rho)$. O problema do consumidor será, então, maximizar a função utilidade, sujeita à restrição do orçamento. Admite-se, contudo, que o número de variedades manufacturadas, influencia o consumo e o nível de preços.

⁴ Se for perto de 1 os bens diferenciados são quase perfeitamente substitutos, se for próximo de 0, o desejo de consumir uma grande variedade de bens manufacturados é maior.

Para se analisarem os aspectos relacionados com as possibilidades de localizações múltiplas dos agentes económicos, tendo em conta os custos de transporte, consideram-se várias suposições, tais como: há um conjunto de N localizações discretas; cada variedade é produzida num só local; e que todas as variedades produzidas num local particular são simétricas, ou seja, dispõem da mesma tecnologia e preço. Com o objectivo de manter a elasticidade da procura de cada variedade de produto manufacturado constante e independente da distribuição espacial dos consumidores, assume-se a forma de custos de transporte “iceberg” introduzida por von Thünen e Samuelson. Ou seja, se uma unidade de bem agrícola ou manufacturado for enviada do local i para j , só a fracção $1/T_{ij}^A$ ou $1/T_{ij}^M$, da unidade respectiva chegará ao destino. A tecnologia de transporte “iceberg” implica que se uma variedade manufacturada produzida no local i é vendida ao preço P_i^M (preço f.o.b.), então o preço de entrega (c.i.f.) será $P_{ij}^M = P_i^M T_{ij}^M$ ⁵. Considera-se, ainda, que o nível de preços de bens manufacturados será diferente em cada localização. Neste contexto admite-se que as vendas de uma determinada variedade, numa dada localização, dependem do rendimento, do nível de preços, dos custos de transporte e do seu preço f.o.b..

Ao nível da produção parte-se do princípio que a agricultura produz bens usando tecnologia com rendimentos constantes, sob condições de concorrência perfeita e que a indústria envolve economias de escala crescentes que aparecem, unicamente, em face de haver diferentes variedades. Assume-se, também, que a tecnologia é a mesma para todas as variedades e em todas as localizações,

envolvendo “inputs” fixos F e “inputs” marginais C^M , e ainda que cada variedade é produzida numa só localização e por uma só empresa. Como resultado, verifica-se que o tamanho do mercado não afecta nem a formação dos preços, através dos custos marginais, nem a escala a que os bens são produzidos. Então, todos os efeitos da escala são obtidos através de alterações no número de variedades de bens disponíveis. Este resultado deriva de se considerar constante a elasticidade da procura e de se considerar comportamento não estratégico, em face de se assumir que as empresas tomam como constantes os índices de preços. Se se aceitasse o relaxamento de algumas destas condições apresentadas, então, poderiam ocorrer, por exemplo, efeitos competitivos, ou seja, os custos marginais reduzem-se em face do aumento do tamanho do mercado. Contudo, este efeito é ignorado e assumem-se custos constantes e economias de escala ao nível da empresa, o que embora sejam dramáticas simplificações (dado que o mercado tem efeitos nos custos), evitam que os modelos se tornem empiricamente não aplicáveis. Portanto, pelo descrito, a formação dos preços em cada localização é, essencialmente, dependente dos custos de transporte e do número de variedades produzidas nessa localização, com a dimensão do mercado a ter implicações, sobretudo, no número de variedades. Ou seja, quanto maior for a dimensão do mercado de uma dada localização, mais empresas aí se localizam, mais variedades aí são produzidas e menos têm de ser importadas, pelo que, os preços terão de ser forçosamente mais baixos, porque há menos custos de transporte e custos de comunicação.

⁵ Ou alternativamente, a fracção que chega V_{ij} , é dada por $V_{ij} = e^{-\tau d_{ij}}$, onde τ são os custos de transporte e d_{ij} é a distância entre i e j .

A partir das considerações apresentadas para a procura e para a oferta é possível definir um equilíbrio estático, como uma solução simultânea de quatro equações (Krugman, 1991 e Fujita et al., 2000) que determina o rendimento de cada região, o índice de preços no sector de produtos manufacturados consumidos nessa região, os salários nominais e os reais. Thomas, 1997, por outro lado, apresenta uma solução simultânea de cinco equações onde inclui, além das quatro equações referidas anteriormente, a equação dos preços de alojamento.

O modelo de Krugman (1991) descreve-se, então, do seguinte modo:

$$Y_i = (1 - \mu)\phi_i + \mu\lambda_i w_i, \quad (1)$$

equação do rendimento

$$G_i = \left[\sum_j \lambda_j (w_j e^{\tau d_{ij}})^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}, \forall i, \quad (2)$$

equação do índice de preços

$$w_i = \left[\sum_j Y_j (G_j e^{-\tau d_{ij}})^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma}}, \forall i, \quad (3)$$

equação dos salários nominais

$$\frac{w_i}{w_j} = \left(\frac{G_i}{G_j} \right)^\mu, \quad (4)$$

equação dos salários reais

Nestas equações, Y_i representa o rendimento na região i , w_i o salário na região i , ϕ_i é a percentagem de trabalhadores agrícolas na região i , G_i o índice de preços para os produtos manufacturados na região i e d_{ij} é a distância entre cada par de localizações.

Em equilíbrio a região i partilha λ_i empregados no sector de produtos manufacturados que é igual à fracção de empresas de produtos manufacturados localizadas na região i , n_i/n .

Em alternativa Thomas (1997) apresenta a seguinte extensão do modelo de Krugman (1991), especificado anteriormente:

$$Y_i = \lambda_i L w_i, \forall i \quad (5)$$

equação do rendimento

$$P_i H_i = (1 - \mu) Y_i, \forall i \quad (6)$$

equação dos preços de alojamento

$$G_i = \left[\sum_j \lambda_j (w_j e^{\tau d_{ij}})^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}, \forall i, \quad (7)$$

equação do índice de preços

$$w_i = \left[\sum_j Y_j (G_j e^{-\tau d_{ij}})^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma}}, \forall i, \quad (8)$$

equação dos salários nominais

$$\frac{w_i}{P_i^{1-\mu} G_i^\mu} = \frac{w_j}{P_j^{1-\mu} G_j^\mu}, \forall i \neq j, \quad (9)$$

equação dos salários reais

O Y_i representa o rendimento na região i , w_i o salário na região i , L a oferta total de trabalhadores para o sector de produtos manufacturados, λ_i a percentagem de empregados no sector de produtos manufacturados, P_i o preço de alojamento na região i , G_i o índice de

preços para os produtos manufacturados na região i , H_i a oferta de alojamento na região i e d_{ij} é a distância entre cada par de localizações.

Recentemente Fujita et al. (2000) apresentaram, ainda, um outro modelo alternativo:

$$Y_i = \mu \lambda_i w_i + (1 - \mu) \phi_i, \quad (10)$$

equação do rendimento na região i

$$G_i = \left[\sum_j \lambda_j (w_j T_{ji})^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)}, \quad (11)$$

equação dos preços

$$w_i = \left[\sum_j Y_j T_{ij}^{1-\sigma} G_j^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma}, \quad (12)$$

equação dos salários nominais

$$\omega_i = w_i G_i^{-\mu}, \quad (13)$$

equação dos salários reais

O Y_i representa o rendimento na região i , w_i o salário na região i , ϕ_i é a percentagem de trabalhadores agrícolas na região i , λ_i a percentagem de empregados no sector de produtos manufacturados, G_i o índice de preços para os produtos manufacturados na região i , e T_{ij} os custos de transporte entre as regiões i e j .

Os parâmetros a serem estimados, nestes modelos, são σ a elasticidade de substituição entre bens manufacturados, μ a fracção da despesa em bens manufacturados e τ os custos de transporte em enviar uma unidade de bens manufacturados numa unidade de distância.

De salientar que, como se pode constatar, os três modelos são muito semelhantes, a principal diferença consiste no facto de Thomas (1997) ter considerado como sector imóvel o alojamento (força anti-aglomeração) e ter criado mais uma equação e Fujita et al. (2000) terem considerado os custos de transporte como variáveis e não como parâmetros como consideraram nos seus modelos Krugman (1991) e Thomas (1997).

De referir, ainda, que nas equações do rendimento dos modelos anteriores, assume-se que os trabalhadores agrícolas ganham o mesmo salário em qualquer lado, dado que, os bens agrícolas são livremente transportados. Escolheram-se, por outro lado, unidades de modo que haja μ trabalhadores na indústria transformadora e $1 - \mu$ trabalhadores na agricultura.

A partir das equações dos índices de preços, verifica-se que considerando, por exemplo duas regiões, a deslocação do sector de produtos manufacturados de uma região para outra, tende, considerando outros factores constantes, a baixar o índice de preços na região de destino (como resultado do aumento da oferta e conseqüente diminuição dos custos de transporte, uma vez que, menos produtos têm de ser importados), tornando esta localidade um lugar mais atractivo para os trabalhadores não agrícolas. Isto é uma versão das ligações "forward".

Analisando as equações dos salários nominais verifica-se que, as empresas da região i podem pagar salários mais altos se tiverem bons acessos a largos mercados. Então, o modelo exhibe, também, ligações "backward".

Nas equações dos salários reais, considera-se que os preços agrícolas são iguais à unidade, por se considerarem, tal como os salários agrícolas, iguais em todas as localizações, em face de se admitir custos de transporte nulos neste sector.

Os índices de preços e os mercados locais têm efeitos económicos específicos, ou seja, localizações com um sector produtor de bens manufacturados muito desenvolvido, tendem a ter baixos preços, em face de os custos de transporte serem baixos, facto que é geralmente designado por efeito do índice de preços. Por outro lado, as localizações com muita procura de produtos manufacturados, tendem a ter um grande e desproporcionado sector produtor destes produtos e por isso exportam o que têm em excesso, o que vulgarmente se denomina por efeito do mercado local, já explorado por diversos trabalhos, como o de Davis and Weinstein (1996).

Como conclusão, poder-se-á afirmar que como os trabalhadores da indústria são potenciais consumidores, então, localizações com grandes concentrações tendem, também, a ter grandes procuras de bens manufacturados. Este facto de concentração de consumidores e produtores explica em certa medida o processo cumulativo que poderá levar aos fenómenos de aglomeração.

Seguindo procedimentos de Hanson (1998a), substituindo as equações (1) e (4) na (2) obtém-se a equação reduzida (14), substituindo as equações (5), (6) e (9) na (8) obtém-se a equação reduzida (15) e substituindo as equações (10) e (13), na (11) obtém-se a equação reduzida 16, ou seja:

$$\log(w_i) = C + \sigma^{-1} \log \left(\sum_j Y_j w_j^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}} \right) + v_i, \quad (14)$$

$$\log(w_i) = D + \sigma^{-1} \log \left(\sum_j Y_j^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_j^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_j^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}} \right) + \eta_i, \quad (15)$$

$$\log(w_i) = F + \sigma^{-1} \log \left(\sum_j Y_j w_j^{\frac{\sigma-1}{\mu}} T_{ij}^{-(\sigma-1)} \right) + \psi_i, \quad (16)$$

Desta forma Hanson (1998a) resolveu o problema da falta de índices de preços para os produtos manufacturados e de preços para o alojamento a níveis geográficos mais desagregados. Nestas duas últimas equações C, D e F são os parâmetros constantes e η_i , v_i e ψ_i são termos de erro.

Outro aspecto tem a ver com o facto de os termos de erro das três equações estarem correlacionados com os regressores. Uma solução pode ser usar técnicas não lineares com variáveis instrumentais. O problema é a dificuldade em encontrar bons instrumentos, dado que, qualquer uma medida da actividade económica local pode estar correlacionada com os choques dos salários e emprego. Outra estratégia poderá passar por minimizar o efeito potencial da endogeneidade através de escolhas de especificação que passam, dentro da disponibilidade de dados, por, por exemplo, medir a variável dependente a um nível geográfico mais pequeno que as variáveis

independentes de modo a minimizar a plausibilidade de que os choques específicos da variável dependente estão correlacionados com as variáveis independentes.

Além disto, se as fontes de correlação são factores não observáveis que são constantes ao longo do tempo, então estes factores podem ser controlados usando uma especificação com diferenciação no tempo, o que torna as variáveis expressas em taxas de crescimento. Dada a escassez de dados estatísticos para as regiões portuguesas e a reduzida dimensão do território português, esta terceira alternativa para solucionar os problemas de endogeneidade parece ser a mais viável e como tal será a adoptada neste trabalho.

Usando as diferenças no tempo das equações de regressão, a equação (14) fica:

$$\Delta \log(w_{it}) = \sigma^{-1} \left[\begin{array}{l} \log\left(\sum_j Y_{jt} w_{jt}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{jt}}\right) - \\ \log\left(\sum_j Y_{jt-1} w_{jt-1}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{jt}}\right) \end{array} \right] + \Delta v_{it}, \quad (17)$$

A equação (15) fica igualmente:

$$\Delta \log(w_{it}) = \sigma^{-1} \left[\begin{array}{l} \log\left(\sum_j Y_{jt}^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_{jt}^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_{jt}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{jt}}\right) - \\ \log\left(\sum_j Y_{jt-1}^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_{jt-1}^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_{jt-1}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{jt}}\right) \end{array} \right] + \Delta \eta_{it}, \quad (18)$$

De igual forma, a equação (16) apresenta-se do seguinte modo:

$$\Delta \log(w_{it}) = \sigma^{-1} \left[\begin{array}{l} \log\left(\sum_j Y_{jt} w_{jt}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} T_{ijt}^{-(\sigma-1)}\right) - \\ \log\left(\sum_j Y_{jt-1} w_{jt-1}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} T_{ijt-1}^{-(\sigma-1)}\right) \end{array} \right] + \Delta \psi_{it}, \quad (19)$$

Em equilíbrio, tendo em conta os desenvolvimentos da Nova Geografia Económica, um valor de $\sigma/(\sigma-1)$ maior que um indica que a produção é sujeita a rendimentos crescentes à escala. Isto porque, para a Nova Geografia Económica as economias de escala surgem através do número de variedades de produtos manufacturados que será maior quanto menor for a elasticidade de substituição σ . Desta forma, quanto menor for a elasticidade de substituição mais afastado de um será o valor de $\sigma/(\sigma-1)$ e maiores serão os rendimentos crescentes à escala.

Krugman (1991,1992) mostra que se $\sigma(1-\mu) > 1$ então os rendimentos crescentes à escala são suficientemente fracos ou a fracção do sector de produtos manufacturados é suficientemente baixa e a gama de possíveis equilíbrios depende dos custos de transporte. Se $\sigma(1-\mu) < 1$, então os rendimentos crescentes são suficientemente fortes ou a fracção é suficientemente alta, como tal a actividade económica concentra-se geograficamente para qualquer valor de τ .

3. OS DADOS UTILIZADOS

Considerando as variáveis do modelo apresentado, anteriormente, e a disponibilidade de informação estatística, utilizaram-se os seguintes dados a nível regional: dados temporais de 1987 a 1994 para as cinco regiões (NUTs II) de Portugal Continental⁶ e para as diversas indústrias transformadoras existentes nestas regiões⁷, da base de dados regional das estatísticas do Eurostat (Regio da Eurostat Statistics 2000), relativos aos salários nominais por empregado (w), ao valor acrescentado bruto (Y , a preços correntes, representa o rendimento), ao fluxo de mercadorias entre estas regiões (d) e ao número de empregados no sector agrário, em alternativa ao número de habitações (H), para a extensão de Thomas; dados do período de 1995 a 1999 para as cinco regiões antes referidas e para o total da indústria transformadora, do INE (Contas Regionais 2003), relativos aos salários nominais por empregado (w), ao valor acrescentado bruto (Y , a preços constantes de 1995), ao fluxo de mercadorias entre estas regiões (d) e ao número de empregados no sector agrário (H), também, em alternativa ao número de habitações. Os dados relativos aos salários nominais por empregado, ao rendimento e ao número de empregados no sector agrário, de 1995 a 1999, são desagregados para as 28 NUTs III das cinco regiões de Portugal Continental, o que permite colmatar em parte a perda de observações por não se existirem dados desagregados por

indústrias transformadoras. Os salários nominais por empregado e o rendimento são, unicamente, os da indústria transformadora, dado o realce que é dado ao sector de produtos manufacturados, uma vez que, é dos sectores que produz maioritariamente produtos transaccionáveis. O fluxo de mercadorias regionais pretende ser uma “proxy” aos custos de transporte, dado ser esta uma forma indirecta de os medir, tal como admitem diversos autores⁸. A utilização do número de empregados agrícolas como “proxy” para o sector da habitação, prende-se com o facto de este sector, tal como o sector agrário, serem considerados sectores imóveis que desencadeiam forças centrífugas (forças anti-aglomeração). Como nos modelos da Nova Geografia Económica, geralmente, se supõe que o trabalho é o único factor de produção, por questões de simplificação dos modelos, admite-se que os empregados agrícolas são imóveis⁹. No período de 1987 a 1994 a utilização de dados estatísticos desagregados por nove grupos de indústrias transformadoras¹⁰ e para as cinco regiões de Portugal Continental, permitiu obter um total de 360 observações. No segundo período a utilização de dados desagregados por NUTs III permitiu obter no total 140 observações. De referir, ainda, que seria desejável utilizar no primeiro período dados para uma unidade espacial mais fina, nomeadamente, a NUT III, tal como no segundo período, mas tornou-se impossível dada a inexistência de dados estatísticos

⁶ Dado que, os resultados obtidos nas estimações, quando se utilizam as sete regiões portuguesas são menos satisfatórios, o que se percebe dadas as características das regiões autónomas dos Açores e da Madeira, ou seja, são duas regiões isoladas, o que implica altos custos de transporte e de comunicação nas relações com outras regiões.

⁷ Foram considerados dados desagregados para cada uma das indústrias transformadoras consideradas na classificação desta base de dados, ou seja, a indústria dos metais, dos minerais, dos produtos químicos, equipamentos e bens eléctricos, equipamentos de transporte, produtos alimentares, têxteis, papel e produtos diversos.

⁸ Os custos de transporte variam directamente com a distância e inversamente com o fluxo de mercadorias, Head et al. (2003).

⁹ “It turns out to be much simpler, if even less realistic, to assume that the two factors of production are both “labor”: mobile “workers” who produce manufactured goods and immobile “farmers” who produce the agricultural good”, (Krugman, 1995:95).

¹⁰ À semelhança do efectuado por Hanson (1998b).

para este nível de desagregação. A falta de índices de preços a níveis sectoriais e espaciais mais desagregados, impossibilitou, também, a utilização dos salários reais (como seria desejável), em alternativa aos salários nominais.

3.1 ANÁLISE DOS DADOS PARA O PERÍODO DE 1987 A 1994

Analisando os dados dos Quadros 1, 2 e 3 (apresentados a seguir), relativos às médias anuais e aos desvios padrão dos salários nominais, do valor acrescentado bruto e do fluxo de mercadorias, para o período de 1987 a 1994, de referir que os salários nominais por empregado assalariado médios (Quadro 1) no Norte são maiores na indústria de produtos químicos, na indústria de equipamentos de transporte e na indústria do papel. No Centro o contexto é o mesmo, embora, nesta região os valores sejam mais altos. Em Lisboa e Vale do Tejo verifica-se algo semelhante ao verificado na região Norte, mas os valores são, de forma geral, superiores aos verificados nas regiões anteriores. O mesmo

se verifica no Alentejo, ou seja, a configuração é semelhante e os valores são, também, superiores. No Algarve os valores são relativamente mais baixos, com a indústria dos produtos minerais, a dos equipamentos de transporte e a do papel a terem os melhores salários. Considerando os desvios padrão confirma-se que as indústrias que apresentam os melhores salários nominais médios em cada uma das regiões são as que apresentam maiores variações salariais para o período considerado, como seria de esperar estatisticamente. Portanto, de referir que sectorialmente as indústrias transformadoras dos produtos químicos, dos equipamentos de transporte e do papel apresenta os mais altos salários nominais médios e como tal, em face da teoria, reúnem condições para desenvolverem forças de aglomeração intra-indústria (Hanson, 1998b). Lisboa e Vale do Tejo apresenta, por outro lado, dos melhores salários nominais médios para estas indústrias e para a grande maioria das restantes indústrias transformadoras consideradas (embora ligeiramente inferiores aos do Alentejo), mostrando,

QUADRO 1

Médias e desvios padrão dos salários nominais por empregado de cada uma das indústrias transformadoras, por região, de 1987 a 1994

		Salários nominais (1000 Ecu's)								
		MT	MI	PQ	EE	ET	AL	TE	PA	PD
Norte	Média	7,7	6,2	9,1	7,2	8,1	5,8	5,4	7,7	5,3
	Desvio padrão	0,8	1,2	2,2	1,4	1,6	1,4	0,7	1,5	1,1
Centro	Média	8,2	7,5	11,1	6,6	9,2	5,9	5,4	11,5	5,7
	Desvio padrão	1,1	1,7	2,8	1,5	2,2	1,3	1,0	2,4	1,4
Lisboa e Vale do Tejo	Média	11,0	8,3	13,6	8,8	12,3	7,4	5,0	10,3	6,3
	Desvio padrão	1,2	1,9	4,0	1,8	2,8	2,0	1,8	2,6	1,3
Alentejo	Média	12,9	8,4	16,4	7,5	11,4	5,4	6,3	11,8	4,9
	Desvio padrão	2,5	2,6	6,0	1,4	1,8	1,1	1,0	6,1	1,6
Algarve	Média		7,9	7,0	5,8	7,0	5,4	4,6	6,3	5,6
	Desvio padrão		2,2	1,2	0,7	1,7	1,3	2,9	1,8	1,6
Portugal Continental	Média	9,9	7,7	11,8	7,2	9,6	6,0	5,4	9,5	5,6
	Desvio padrão	2,6	2,0	4,8	1,7	2,8	1,6	1,5	3,8	1,4

Nota: MT, MI, PQ, EE, ET, AL, TE, PA e PD, representam, respectivamente, as indústrias transformadoras dos metais, dos produtos minerais, dos produtos químicos, dos equipamentos e bens eléctricos, dos equipamentos de transporte, dos produtos alimentares, dos têxteis, do papel e dos produtos diversos.

desta forma, ser um potencial local de aglomeração. De salientar o facto de o Norte apresentar dos mais baixos valores para os salários nominais médios (embora ligeiramente superiores aos do Algarve) e o Alentejo apresentar dos mais altos valores para esta variável, precisamente dois casos estranhos, possivelmente pelo tipo de indústria transformadora localizada nestas regiões (por exemplo, têxtil no Norte que tem dos mais baixos salários nominais médios) e por o Alentejo ter alguma proximidade com Lisboa e Vale do Tejo.

Analisando os dados do valor acrescentado bruto médio (Quadro 2), verifica-se que no Norte o maior contributo vem da indústria têxtil, de forma muito destacada (o que seria de esperar, dada a importância desta indústria nesta região, como já se referiu anteriormente), no Centro vem dos produtos alimentares (mostra a importância desta indústria transformadora nesta região), muito seguida da

indústria têxtil, da indústria de produtos minerais e da indústria de equipamentos e bens eléctricos. Em Lisboa e Vale do Tejo vem dos produtos alimentares, no Alentejo os melhores contributos vêm da indústria dos metais e da indústria química, muito seguidas da indústria alimentar, no Algarve vem da indústria alimentar e da indústria dos produtos minerais. Pelos desvios padrão confirma-se, novamente, que as indústrias com maiores valores para o valor acrescentado bruto médio em cada uma das regiões são as que apresentam, também, maiores variações desta variável ao longo deste período. Portanto, nas diferentes regiões, de forma geral, as indústrias transformadoras que apresentam maiores salários nominais médios não são as que têm maiores produções médias, mostrando claramente

QUADRO 2

Médias e desvios padrão do valor acrescentado bruto (a preços correntes) de cada uma das indústrias transformadoras, por região, de 1987 a 1994

		Valor acrescentado bruto (milhões de Ecu's)								
		MT	MI	PQ	EE	ET	AL	TE	PA	PD
Norte	Média	91,6	180,9	154,4	807,9	104,4	991,7	2.728,0	227,7	571,3
	Desvio padrão	26,6	26,1	58,9	323,3	28,4	448,4	567,9	26,4	158,4
Centro	Média	49,6	366,3	86,6	276,1	160,8	440,9	377,5	153,8	172,3
	Desvio padrão	20,7	111,5	23,3	138,3	45,7	160,9	39,4	52,2	32,1
Lisboa e Vale do Tejo	Média	106,5	392,0	706,5	790,8	382,8	1.604,0	329,2	486,8	261,1
	Desvio padrão	55,7	102,2	151,4	254,2	42,4	506,3	45,9	87,6	49,0
Alentejo	Média	85,7	53,9	85,5	51,8	18,9	77,0	23,9	8,0	12,6
	Desvio padrão	69,3	7,7	69,2	27,5	9,2	15,6	2,1	3,1	5,6
Algarve	Média	0,2	34,7	2,6	11,7	2,0	44,4	0,8	4,1	9,9
	Desvio padrão	0,2	11,9	2,4	6,4	1,1	10,9	1,0	0,9	1,9
Portugal Continental	Média	66,7	205,6	207,1	387,7	133,8	631,6	691,9	176,1	205,4
	Desvio padrão	55,8	165,9	268,4	397,7	142,0	669,8	1.070,0	185,2	221,2

Nota: MT, MI, PQ, EE, ET, AL, TE, PA e PD, representam, respectivamente, as indústrias transformadoras dos metais, dos produtos minerais, dos produtos químicos, dos equipamentos e bens eléctricos, dos equipamentos de transporte, dos produtos alimentares, dos têxteis, do papel e dos produtos diversos.

QUADRO 3

Médias e desvios padrão do fluxo de mercadorias, por região, de 1987 a 1994

		Fluxo de mercadorias (Tons)				
		Norte	Centro	Lisboa e Vale do Tejo	Alentejo	Algarve
Norte	Média	61.019.587,5	4.214.850,0	1.594.112,5	58.175,0	77.287,5
	Desvio padrão	5.910.272,7	407.667,7	362.374,8	40.721,6	57.383,0
Centro	Média	6.866.225,0	45.130.163,0	4.240.075,0	194.625,0	122.337,5
	Desvio padrão	1.466.468,8	8.942.571,7	820.609,9	120.953,3	75.136,8
Lisboa e Vale do Tejo	Média	3.535.525,0	5.478.500,0	74.156.900,0	2.267.875,0	973.962,5
	Desvio padrão	586.592,3	717.123,0	15.655.776,0	775.192,6	140.950,1
Alentejo	Média	303.775,0	645.350,0	3.275.537,5	9.288.437,5	409.825,0
	Desvio padrão	163.760,3	284.712,1	540.608,9	2.434.970,7	289.693,0
Algarve	Média	52.112,5	100.687,5	270.512,5	142.900,0	11.005.675,0
	Desvio padrão	36.082,3	52.563,5	167.054,6	95.994,8	1.838.520,9
Portugal Continental	Média	14.355.445,0	11.113.910,0	16.707.427,5	2.390.402,5	2.517.817,5
	Desvio padrão	23.903.689,0	17.761.867,9	29.872.641,0	3.752.495,5	4.382.286,8

uma tendência das regiões portuguesas para manterem neste período, ainda, sectores produtivos tradicionais. De referir, ainda, que o Norte e Lisboa e Vale do Tejo têm, no global, os mais altos valores para o valor acrescentado bruto médio, confirmando-se, novamente, Lisboa e Vale do Tejo como um potencial local de aglomeração.

Relativamente aos valores das médias e dos desvios padrão do fluxo de mercadorias (Quadro 3) verifica-se que estes são maiores em Lisboa e Vale do Tejo, Norte e Centro, o que seria de esperar dada a dimensão e a constituição destas regiões. Constata-se ainda que os fluxos de mercadorias processam-se sempre com as regiões que estão mais próximas, sinal de que os custos de transporte têm alguma importância nas relações económicas entre as regiões portuguesas que se espera que não seja muita, dada a pequena dimensão do nosso país.

3.2 ANÁLISE DOS DADOS PARA O PERÍODO DE 1995 A 1999

Pelos dados dos Quadros 4, 5, 6 e 7 (apresentados a seguir), relativos às médias e aos desvios padrão dos salários nominais por empregado, do valor acrescentado bruto, do fluxo de mercadorias e do emprego na agricultura, para o período de 1995 a 1999, verifica-se que os salários nominais por empregado médios, no total da indústria transformadora, são mais altos de forma geral, como seria de esperar dada a análise efectuada para o período anterior, em Lisboa e Vale do Tejo (de salientar, contudo, que as NUTs III, das cinco regiões consideradas, associadas às grandes metrópoles e à faixa litoral-centro têm dos mais altos valores para esta variável). O valor acrescentado bruto médio tem os melhores valores no Norte e em Lisboa e Vale

do Tejo, com as NUTs III associadas às grandes metrópoles e à faixa litoral-centro de Portugal Continental a assumirem, novamente, especial importância. O fluxo de mercadorias médio neste período é também maior no Norte, no Centro e em Lisboa e Vale do Tejo, como seria de esperar. Ao nível do emprego na agricultura, o Norte e Lisboa e Vale do Tejo apresentam os valores mais altos, mas a um nível espacial mais desagregado, verifica-se que as NUTs III que apresentam maiores salários nominais médios, são, geralmente, as que apresentam menor número de empregados na agricultura, funcionando, desta forma, esta variável como uma força anti-aglomeração.

Relativamente aos valores dos desvios padrão confirma-se também que as indústrias, em cada uma das regiões, com maiores salários nominais por empregado médio e maiores valores para o valor acrescentado bruto médio são as que possuem maiores desvios padrão, reflexo de que serão desta forma as que sofrem maiores variações salariais e do valor acrescentado bruto.

QUADRO 4

Médias e desvios padrão dos salários nominais médios mensais de cada uma das NUTs III, por região, de 1995 a 1999

		Salários nominais médios mensais (Euros)									
		Minho-Lima	Cávado	Ave	Grande Porto	Tâmega	Entre Douro e Vouga	Douro	Alto Trás-os-Montes		
Norte	Média	504,8	491,0	479,4	642,3	424,3	518,1	517,2	505,3		
	Desvio padrão	34,8	35,4	33,1	47,6	32,9	45,3	20,3	27,6		
		Baixo Vouga	Baixo Mondego	Pinhal Litoral	Pinhal Interior Norte	Dão-Lafões	Pinhal Interior Sul	Serra da Estrela	Beira Interior Norte	Beira Interior Sul	Cova da Beira
Centro	Média	579	611,6	582,5	468	496,4	496,8	473,3	497,3	531,3	459,5
	Desvio padrão	36,5	44,1	46,6	32,8	39,4	23,3	32,7	27,8	30,1	33,6
		Oeste	Grande Lisboa		Península de Setúbal	Médio Tejo	Lezíria do Tejo				
Lisboa e Vale do Tejo	Média	548,4	871,5		689,9	575,2	585,9				
	Desvio padrão	35,6	68,4		40,4	33,3	45,7				
		Alentejo Litoral		Alto Alentejo	Alentejo Central		Baixo Alentejo				
Alentejo	Média	660,6		559,6	563,2		572,0				
	Desvio padrão	51,5		36,0	29,0		41,0				
Algarve	Média					590,2					
	Desvio padrão					34,1					

QUADRO 5

Médias e desvios padrão do valor acrescentado bruto (a preços constantes de 1995)
de cada uma das NUTs III, por região, de 1995 a 1999

		Valor acrescentado bruto (Milhões de Euros)									
		Minho-Lima	Cávado	Ave	Grande Porto	Tâmega	Entre Douro e Vouga	Douro	Alto Trás-os-Montes		
Norte	Média	505,6	1037,2	2068,6	3580	1016,6	1139,8	256,4	308,2		
	Desvio padrão	50	88,7	176,8	325	116,5	148,9	15,5	13,3		
		Baixo Vouga	Baixo Mondego	Pinhal Litoral	Pinhal Interior Norte	Dão-Lafões	Pinhal Interior Sul	Serra da Estrela	Beira Interior Norte	Beira Interior Sul	Cova da Beira
Centro	Média	1332,4	795,6	807	226,8	409	96,4	75	163,8	175	178
	Desvio padrão	147,9	66,3	128	28,7	67,6	8,1	8,5	21,4	16,1	16,3
		Oeste	Grande Lisboa		Península de Setúbal		Médio Tejo		Lezíria do Tejo		
Lisboa e Vale do Tejo	Média	825,8	5225,8		1801,6		722,6		530,6		
	Desvio padrão	95,1	385,4		208,9		70,9		99		
		Alentejo Litoral		Alto Alentejo		Alentejo Central		Baixo Alentejo			
Alentejo	Média	413,6		181,2		278		183,2			
	Desvio padrão	44,9		19,9		34,6		26,3			
Algarve	Média					389,4					
	Desvio padrão					65,2					

QUADRO 6

Médias e desvios padrão do fluxo de mercadorias, por região, de 1995 a 1999

		Fluxo de mercadorias (Mil Tons)				
		Norte	Centro	Lisboa e Vale do Tejo	Alentejo	Algarve
Norte	Média	67.509,2	5.787,0	2.302,2	134,2	119,4
	Desvio padrão	3.516,7	886,8	567,6	64,3	28,6
Centro	Média	8.211,9	42.998,2	4.625,9	280,5	208,9
	Desvio padrão	270,7	5.324,7	307,4	69,7	81,4
Lisboa e Vale do Tejo	Média	3.104,5	6.248,7	90.378,2	3.408,9	861,3
	Desvio padrão	488,6	920,0	5.954,8	756,4	168,1
Alentejo	Média	317,9	461,0	2.236,6	10.061,3	285,9
	Desvio padrão	105,5	156,8	341,3	3.237,0	66,5
Algarve	Média	50,5	120,3	363,3	202,5	10.111,0
	Desvio padrão	17,9	41,8	59,9	86,0	1.408,3
Portugal Continental	Média	15.838,8	11.123,0	19.981,2	2.817,5	2.317,3
	Desvio padrão	26.577,2	16.627,1	36.034,1	4.137,0	4.028,1

QUADRO 7

Médias e desvios padrão do emprego agrícola de cada uma das NUTs III, por região, de 1995 a 1999

		Emprego agrícola (Pessoas)									
		Minho-Lima	Cávado	Ave	Grande Porto	Tâmega	Entre Douro e Vouga	Douro	Alto Trás-os-Montes		
Norte	Média	2720	2920	2920	3940	4140	520	8840	1620		
	Desvio padrão	192	259	259	261	351	130	820	110		
		Baixo Vouga	Baixo Mondego	Pinhal Litoral	Pinhal Interior Norte	Dão-Lafões	Pinhal Interior Sul	Serra da Estrela	Beira Interior Norte	Beira Interior Sul	Cova da Beira
Centro	Média	3000	1720	1240	900	2760	720	400	1100	1380	740
	Desvio padrão	187	45	55	0	89	84	0	0	45	55
		Oeste	Grande Lisboa		Península de Setúbal	Médio Tejo		Lezíria do Tejo			
Lisboa e Vale do Tejo	Média	6500	1540		4360	2540		5640			
	Desvio padrão	529	89		182	152		336			
		Alentejo Litoral	Alto Alentejo		Alentejo Central			Baixo Alentejo			
Alentejo	Média	3000	3220		5760			3620			
	Desvio padrão	71	84		114			84			
Algarve	Média	7420									
	Desvio padrão	782									

4. ESTIMAÇÕES EFECTUADAS

Foram efectuadas estimações para cada um dos períodos considerados, com as equações não lineares reduzidas (17), (18) e (19) apresentadas anteriormente. O objectivo é estimar os parâmetros estruturais σ (elasticidade de substituição entre bens manufacturados), μ (fracção da despesa em bens manufacturados) e τ (custos de transporte em enviar uma unidade de bens manufacturados numa unidade de distância), das referidas equações. Isto para se poder indagar sobre os rendimentos crescentes à escala, sobre a dimensão dos custos de transporte, nas regiões portuguesas (e assim se poder concluir sobre a existência de aglomeração ou não em Portugal Continental) e ainda sobre a semelhança ou não dos resultados obtidos com as

três equações reduzidas. De referir, desde já, que o método de estimação utilizado foi o de efeitos fixos com diferenças. Os resultados obtidos são os apresentados nas Quadros 8 e 9 seguintes.

Pela análise dos resultados apresentados no Quadro 8, obtidos nas estimações para o período de 1987 a 1994, verifica-se que estes são ligeiramente diferentes para as equações reduzidas dos três modelos considerados, com as estimações efectuadas com a equação reduzida do modelo de Thomas a apresentarem estatisticamente melhores resultados. Possivelmente por ser uma equação mais trabalhada e por desta forma além das forças centrípetas favoráveis aos processos de aglomeração, considerar também as forças centrífugas anti-aglomeração através de factores imóveis. De qualquer forma, de

salientar que se confirma nos resultados obtidos com as estimações das três equações alguma importância, mas pequena, dos custos de transporte, dados os baixos valores do parâmetro τ . Analisando os rendimentos crescentes à escala, calculando-se, como se referiu, o valor de $\sigma / (\sigma - 1)$, verifica-se que este é sempre superior a um, reflexo de que existiram rendimentos crescentes nas regiões portuguesas, neste período. De referir, ainda, que os valores do parâmetro μ são exageradamente altos nas três estimações, no entanto, como refere Head et al. (2003) há uma tendência para estes valores se situarem à volta da unidade na maior parte dos trabalhos empíricos.

Analisando o Quadro 9, com os resultados obtidos nas estimações para o período de 1995 a 1999, verifica-se novamente que estes são ligeiramente diferentes, embora os resultados das estimações com a equação do modelo de Thomas sejam outra vez mais satisfatórios, apresentado até valores para o parâmetro μ inferiores à unidade como seria de esperar, em face da teoria económica. Constatou-se, ainda, que os valores de $\sigma / (\sigma - 1)$ são sempre superiores à unidade, confirmado-se, também, para este período a existência de rendimentos crescentes à escala, embora com uma dimensão moderada, dado o valor de $\sigma(1 - \mu)$, ou seja 1,830, no modelo de Thomas. Uma vez que como se referiu anteriormente quando $\sigma(1 - \mu) > 1$, os rendimentos crescentes à escala são suficientemente fracos ou a fracção do sector de produtos manufacturados é suficientemente baixa e a gama de possíveis equilíbrios depende dos custos de transporte. De salientar o facto de o parâmetro τ não ter significância estatística no modelo de Krugman e apresentar um valor muito

baixo no modelo de Thomas, sinal de que os custos de transporte deixaram de ter a já pequena importância que tinham no período anterior, o que é compreensível dadas as melhorias nas infra-estruturas que se têm vindo a verificar em Portugal, sobretudo através do grande conjunto de apoios estruturais que têm vindo para o nosso país após a nossa entrada na altura designada CEE (Comunidade Económica Europeia), no âmbito de um conjunto de programas financiados por diversos fundos, nomeadamente, o Fundo de Coesão, o Fundo Europeu de Desenvolvimento Regional (FEDER) e o Fundo Europeu de Orientação e Garantia Agrícola (FEOGA), entre outros.

Portanto, em face dos baixos custos de transporte e da existência de rendimentos crescentes à escala, houve condições para que se desenvolvessem processos de aglomeração moderados nas regiões portuguesas ao longo do período considerado, ou seja, de 1987 a 1999. Como tal, a NUT II Lisboa e Vale do Tejo, em face da análise dos dados, terá sido um local de aglomeração de 1987 a 1994 e as NUTs III associadas às grandes metrópoles e à faixa litoral-centro terão sido locais de aglomeração de 1995 a 1999 (com a NUT III Grande Lisboa e a NUT II Lisboa e Vale do Tejo no seu conjunto, a terem sido os principais locais de aglomeração). Por outro lado, os resultados obtidos com as três equações reduzidas são sempre ligeiramente diferentes, obtendo-se os melhores valores para a equação do modelo de Thomas.

QUADRO 8

Resultados das estimações dos modelos de Krugman, de Thomas e de Fujita et al. em diferenças temporais,
para o período 1987-1994, com os dados em painel (ao nível de NUTSII)

Modelo de Krugman em diferenças:	
$\Delta \log(w_{it}) = \sigma^{-1} \left[\begin{array}{c} \log\left(\sum_j Y_{jt} w_{jt}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}}\right) - \\ \log\left(\sum_j Y_{jt-1} w_{jt-1}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}}\right) \end{array} \right] + \Delta v_{it}$	
Parâmetros e R ²	Valores obtidos
σ	5.110* [3.611]
μ	1.262* [6.583]
τ	0.862** [1.622]
R ²	0.111
DW	1.943
SEE	0.196
Nº Observações	284
$\sigma / (\sigma - 1)$	1.243
Modelo de Thomas em diferenças:	
$\Delta \log(w_{it}) = \sigma^{-1} \left[\begin{array}{c} \log\left(\sum_j Y_{jt}^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_{jt}^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_{jt}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}}\right) - \\ \log\left(\sum_j Y_{jt-1}^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_{jt-1}^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_{jt-1}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}}\right) \end{array} \right] + \Delta \eta_{it}$	
Parâmetros e R ²	Valores obtidos
σ	9.076* [2.552]
μ	1.272* [21.181]
τ	0.713* [2.053]
R ²	0.145
DW	1.932
SEE	0.192
Nº Observações	284
$\sigma / (\sigma - 1)$	1.124
Modelo de Fujita et al. em diferenças:	
$\Delta \log(w_{it}) = \sigma^{-1} \left[\begin{array}{c} \log\left(\sum_j Y_{jt} w_{jt}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} T_{ijt}^{-(\sigma-1)}\right) - \\ \log\left(\sum_j Y_{jt-1} w_{jt-1}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} T_{ijt-1}^{-(\sigma-1)}\right) \end{array} \right] + \Delta \psi_{it}$	
Parâmetros e R ²	Valores obtidos
σ	2.410* [31.706]
μ	1.612* [3.178]
R ²	0.111
DW	1.990
SEE	0.215
Nº Observações	302
$\sigma / (\sigma - 1)$	1.709

Nota: Os valores entre parêntesis representam o T-estatístico. *Coeficientes estatisticamente significativos para 5%. **Coeficientes estatisticamente significativos para 10%.

QUADRO 9

Resultados das estimações dos modelos de Krugman, de Thomas e de Fujita et al. em diferenças temporais, para o período 1995-1999, com os dados em painel (ao nível de NUTSIII)

Modelo de Krugman em diferenças:	
$\Delta \log(w_{it}) = \sigma^{-1} \left[\begin{array}{l} \log\left(\sum_j Y_{jt} w_{jt}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}}\right) - \\ \log\left(\sum_j Y_{jt-1} w_{jt-1}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}}\right) \end{array} \right] + \Delta v_{it}$	
Parâmetros e R ²	Valores obtidos
σ	7.399** [1.914]
μ	1.158* [15.579]
τ	0.003 [0.218]
R ²	0.199
DW	2.576
SEE	0.023
Nº Observações	112
$\sigma / (\sigma - 1)$	1.156
Modelo de Thomas em diferenças:	
$\Delta \log(w_{it}) = \sigma^{-1} \left[\begin{array}{l} \log\left(\sum_j Y_{jt}^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_{jt}^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_{jt}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}}\right) - \\ \log\left(\sum_j Y_{jt-1}^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_{jt-1}^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_{jt-1}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}}\right) \end{array} \right] + \Delta \eta_{it}$	
Parâmetros e R ²	Valores obtidos
σ	18.668* [3.329]
μ	0.902* [106.881]
τ	0.061* [2.383]
R ²	0.201
DW	2.483
SEE	0.023
Nº Observações	112
$\sigma / (\sigma - 1)$	1.057
$\sigma (1 - \mu)$	1.830
Modelo de Fujita et al. em diferenças:	
$\Delta \log(w_{it}) = \sigma^{-1} \left[\begin{array}{l} \log\left(\sum_j Y_{jt} w_{jt}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} T_{ijt}^{-(\sigma-1)}\right) - \\ \log\left(\sum_j Y_{jt-1} w_{jt-1}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} T_{ijt-1}^{-(\sigma-1)}\right) \end{array} \right] + \Delta \psi_{it}$	
Parâmetros e R ²	Valores obtidos
σ	5.482* [4.399]
μ	1.159* [14.741]
R ²	0.177
DW	2.594
SEE	0.023
Nº Observações	112
$\sigma / (\sigma - 1)$	1.223

Nota: Os valores entre parêntesis representam o T-estatístico. *Coeficientes estatisticamente significativos para 5%. **Coeficientes estatisticamente significativos para 10%.

5. CONCLUSÕES

Em face do que foi exposto anteriormente, podemos concluir da existência de processos de aglomeração em Portugal (à volta de Lisboa e Vale do Tejo), no período de 1987 a 1999, dado os custos de transporte serem baixos e ter-se comprovado, através dos valores de $\sigma / (\sigma - 1)$ e de $\sigma (1 - \mu)$ obtidos nas estimações efectuadas com as formas reduzidas dos modelos antes apresentados, haver rendimentos crescentes à escala na indústria transformadora das regiões portuguesas. Isto porque, segundo a Nova Geografia Económica, numa situação com custos de transporte reduzidos e rendimentos crescentes à escala, as interligações produtivas podem criar uma lógica circular de aglomeração, com as ligações “backward” e “forward”. O que faz com que os produtores se localizem próximo dos seus fornecedores (forças da oferta) e consumidores (forças da procura) e vice-versa. O factor impulsionador do processo é a diferença de salários reais, ou seja, localizações que, por alguma razão, tenham salários reais mais altos, atraem mais trabalhadores (que também são potenciais consumidores), ligações “forward” que, por sua vez, atraem mais empresas para satisfazerem as exigências da procura, ligações “backward”. Com uma maior concentração de empresas na mesma localização, os produtos são deslocados em menores distâncias, poupa-se em custos de transporte e, como tal, os preços podem ser mais baixos, os salários nominais podem ser mais altos e assim sucessivamente. Por outro lado, quando certos factores são imóveis (terra), estes funcionam como forças centrífugas que se opõem às forças centrípetas de aglomeração. O resultado da interacção entre estas duas forças, traça a evolução da estrutura espacial da economia.

De salientar que, os resultados obtidos com as estimações das equações do modelo de Thomas são mais satisfatórios estatisticamente, possivelmente por estas equações considerarem além das forças centrípetas presentes nos rendimentos crescentes, também, forças centrífugas através, neste trabalho, do número de empregados no sector agrário.

De referir, por último, que os custos de transporte têm tido alguma importância na evolução da economia espacial em Portugal, importância esta que tem vindo a diminuir nos últimos anos, o que é compreensível dados os investimentos que têm sido efectuados ao nível das infra-estruturas, sobretudo, após a nossa entrada na altura designada Comunidade Económica Europeia em 1986, com os apoios que têm vindo no âmbito das políticas estruturais.

BIBLIOGRAFIA

- Davis, D.R. and Weinstein, D.E. (1996). *Does economic geography matter for international specialization*.
Working paper nº5706, NBER, Cambridge, MA.
- Dixit, A.K. and Stiglitz, J.E. (1977). *Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity*.
American Economic Review, 67(3), pp. 297-308.
- Fujita, M. (1988). *A monopolistic competition model of spatial agglomeration: Differentiated product approach*.
Regional Science and Urban Economics, 18, pp. 87-125.
- Fujita, M. and Mori, T. (1996). *The role of ports in the making of major cities: Self-agglomeration and hub-effect*.
Journal of Development Economics, 49, pp. 93-120.
- Fujita, M., Krugman, P. and Venables, J.A. (2000). *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*.
MIT Press, Cambridge.
- Hanson, G. (1998a). *Market Potential, Increasing Returns, and Geographic concentration*.
Working Paper, NBER, Cambridge.
- Hanson, G. (1998b). *Regional adjustment to trade liberalization*.
Regional Science and Urban Economics (28), pp. 419-444.
- Head, K. and Mayer, T. (2003). *The Empirics of Agglomeration and Trade*.
CEPR Discussion Paper nº3985.
- Hirschman, A. (1958). *The Strategy of Economic Development*.
Yale University Press.
- Jovanovic, M.N. (2000). *M. Fujita, P. Krugman, A.J. Venables - The Spatial Economy*.
Economia Internazionale, Vol. LIII, nº 3, pp. 428-431.
- Krugman, P. (1991). *Increasing Returns and Economic Geography*.
Journal of Political Economy, 99, pp. 483-499.
- Krugman, P. (1992). *A Dynamic Spatial Model*.
Working Paper, NBER, Cambridge.
- Krugman, P. (1994). *Complex Landscapes in Economic Geography*.
The American Economic Review, Vol. 84, nº 2, pp. 412-416.
- Krugman, P. (1995). *Development, Geography, and Economic Theory*.
MIT Press, Cambridge.
- Krugman, P. (1998). *Space: The Final Frontier*.
Journal of Economic Perspectives, Vol. 12, nº 2, pp. 161-174.
- Myrdal, G. (1957). *Economic Theory and Under-developed Regions*.
Duckworth, London.
- Thomas, A. (1997). *Increasing Returns, Congestion Costs and the Geographic Concentration of Firms*.
Mimeo, International Monetary Fund.
- Venables, A.J. (1996). *Equilibrium locations of vertically linked industries*.
International Economic Review, 37, pp. 341-359.

ESTIMAÇÃO DE VARIÁVEIS ECONÓMICAS SUJEITAS A DEPENDÊNCIAS ESPACIAIS: O CASO DOS MUNICÍPIOS DE PORTUGAL CONTINENTAL

Júlia Maria Cravo - Instituto Nacional de Estatística Escola Superior de Tecnologia e de Gestão de Bragança - E-mail: Julia.cravo@ine.pt

Julián Ramajo Hernández - Universidad de Extremadura, Badajoz Departamento de Economía Aplicada - E-mail:ramajo@unex.es

Miguel A. Márquez - Universidad de Extremadura, Badajoz Departamento de Economía Aplicada - E-mail:mmarquez@unex.es

RESUMO:

Este artigo pretende realçar a necessidade de considerar explicitamente a dimensão espacial nas análises empíricas em que intervêm dados de corte transversal referenciados espacialmente. Para isto, em primeiro lugar expõem-se de forma resumida os aspectos teóricos mais relevantes das técnicas de econometria espacial. Posteriormente, e tomando como base o problema da estimação do Produto Interno Bruto dos municípios de Portugal, apresenta-se uma aplicação na qual se comparam os resultados derivados dos métodos econométricos “clássicos” com aqueles obtidos ao utilizar a econometria espacial. Os resultados indicam que, de maneira similar aos seus homólogos temporais, o contraste de independência espacial deve converter-se numa prática habitual para que, no caso de rejeitar a referida hipótese, se proceda à realização de um tratamento adequado da problemática detectada.

Palavras-chave: Econometria espacial, Estimativas do Produto Interno Bruto, Municípios

ABSTRACT:

This article intends to highlight the need of considering explicitly the spatial dimension in the empirical analyses in which interfere cut transversal cross facts spatially referenced. Firstly and for this purpose, it will be described in a summarised way the most prominent theoretical aspects of the techniques of spatial econometrics. Subsequently, and taking as a base the estimation problem of the Gross Domestic Product of Portugal counties, it will be presented an application in which results derived from the “classical” econometrics approaches are compared with those obtained from spatial econometrics. The results indicate that, in a similar way to time homologous, the contrast of spatial independence should convert itself into a common practice such that, in case of rejection of the hypothesis, one proceeds to the achievement of a handling adapted from the detected problem.

Keywords: Spatial Econometrics, Estimation of Gross Domestic Product, Counties.

1. INTRODUÇÃO

De acordo com Haining (1997), dados espaciais (ou dados referenciados espacialmente) são aquelas observações ou medidas sobre um ou mais atributos tomados em localizações específicas. A possibilidade de localizar um dado no espaço abre uma nova dimensão para a análise empírica que, apesar de ter sido amplamente estudada, actualmente ainda não se está tendo em conta na maior parte dos estudos aplicados. Esta ausência de consideração explícita do espaço pode fazer que os resultados obtidos apresentem desvios em muitas situações ou ineficiências na melhor das hipóteses. O presente trabalho vem ilustrar este facto.

Recentemente tem havido um incremento significativo na aplicação dos sistemas de informação geográfica e da análise espacial no âmbito das ciências sociais (ver Goodchild et al. 2000). Não obstante, nos estudos de Economia Aplicada não é uma prática habitual contrastar a hipótese nula de independência espacial, para o caso de rejeitar a referida hipótese, e proceder a um tratamento adequado. Esta situação apresenta-se particularmente na estimação de variáveis económicas por métodos indirectos, que tem sido levada a cabo mediante metodologias que, tradicionalmente, não têm em conta a existência de dependências transversais.

Neste contexto, este artigo aplica técnicas de econometria espacial com o objectivo de rever e actualizar o trabalho realizado por Ramos (1998), no qual se levou a cabo uma estimação do PIB per capita (PIBpc) para os municípios portugueses no ano de 1994. Este indicador dificilmente se pode obter pelos métodos tradicionais de elaboração de Contas Regionais, devido à escassez de fontes de informação a esse nível geográfico. A metodologia utilizada pelo autor referido implica a estimação de uma relação estatística entre o PIB per capita

e alguns indicadores a um nível geográfico agregado (concretamente ao nível NUTS III) para posteriormente extrapolar a um nível geográfico mais desagregado (ao nível municipal).

A estrutura do trabalho é a seguinte: nas segunda e terceira secções reúnem-se algumas questões de tipo metodológico. Assim, na segunda secção expõem-se de maneira resumida os aspectos teóricos mais relevantes das técnicas de econometria espacial, enquanto que na terceira secção se apresenta de forma breve a metodologia utilizada para a estimação de variáveis económicas microterritoriais. A quarta secção corresponde à parte empírica, onde em primeiro lugar se estima o PIBpc para os municípios de Portugal continental usando como base o método utilizado tradicionalmente. Posteriormente, e partindo da informação proporcionada por algumas estatísticas que permitem obter um diagnóstico acerca da presença de dependência espacial nos resíduos da regressão, mostram-se os resultados da regressão espacial que se utilizará como base para a estimação do PIB português ao nível municipal. Na quinta secção são apresentadas e comparadas as estimações obtidas utilizando os dois tipos de regressão, standard e espacial. Por último, a sexta secção encerra o trabalho com as principais conclusões obtidas no mesmo.

2. MODELOS DE REGRESSÃO ESPACIAL

Nesta parte introduzem-se as noções básicas nas quais se sustenta a econometria espacial¹. Desta maneira, no primeiro epígrafe comentam-se os denominados efeitos espaciais e estabelece-se o que se entende por pesos espaciais. No segundo subponto comentam-se os processos espaciais mais habituais. No terceiro ponto, mostram-se algumas estatísticas de autocorrelação espacial. No quarto

¹ Estas notas baseiam-se fundamentalmente nos trabalhos de Anselin (1988) e Anselin y Bera (1998).

ponto apresenta-se o problema da autocorrelação espacial no contexto do modelo de regressão, expondo os diagnósticos de regressão que se devem realizar, e as limitações do estimador de mínimos quadrados ordinários (MCO) na estimação de modelos com processos espaciais, tanto na presença de uma variável dependente atrasada espacialmente, como na presença de autocorrelação espacial residual.

2.1 EFEITOS ESPACIAIS: AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL E HETEROGENEIDADE ESPACIAL

A utilização de dados de corte transversal referenciados geograficamente pode conduzir à aparição dos denominados *efeitos espaciais* (Anselin, 1988): a heterogeneidade espacial e a autocorrelação espacial.

A *heterogeneidade espacial* aparece quando se utilizam dados de unidades espaciais muito distintas para analisar um fenómeno. Com o termo heterogeneidade espacial englobam-se dois aspectos distintos da heterogeneidade que se podem relacionar com a estrutura espacial, ou que são o resultado de processos espaciais: a instabilidade estrutural e/ou a heteroscedasticidade. Efectivamente, no contexto do modelo de regressão linear geral, a heterogeneidade espacial leva ao aparecimento de problemas como:

- instabilidade estrutural no espaço: diferentes funções de resposta ou parâmetros que variam sistematicamente, e/ou
- heteroscedasticidade: erros que variam em função da localização, da área ou de outras características das unidades espaciais.

Estes problemas podem ser tratados com as técnicas econométricas standard. Assim, tanto a instabilidade estrutural como a heteroscedasticidade poderiam ser abordadas em linha com os argumentos

esgrimidos nos manuais “clássicos” de econometria, (por exemplo, Johnston e Dinardo (2001)).

Por outro lado, a *autocorrelação espacial* “...pode ser definida vagamente como a coincidência de valores similares com localizações similares. Noutras palavras, valores altos ou baixos para uma variável aleatória tendem a agrupar-se no espaço (autocorrelação espacial positiva) ou as localizações tendem a ver-se rodeadas por vizinhos com valores muito dissimilares (autocorrelação espacial negativa)” (Anselin y Bera (1998, p.241)). A diferença do que ocorre com a heterogeneidade espacial, é que a econometria clássica não se ocupa deste problema; isto deve-se, fundamentalmente, a que a dependência espacial, quer dizer, as relações de interdependência entre as unidades espaciais, é um conceito multidireccional.

2.2 MATRIZ DE INTERACÇÕES ESPACIAIS E ATRASO ESPACIAL

O problema da multidireccionalidade no âmbito espacial tem sido abordado na literatura mediante a definição dos chamados pesos espaciais. Uma matriz de pesos ou interacções espaciais W é uma matriz não estocástica de dimensão $N \times N$ positiva e simétrica, cujos elementos w_{ij} da matriz W reflectem a intensidade da interdependência existente entre cada par de localizações i e j .

É bastante usual a utilização do conceito de contiguidade física de primeira ordem (Moran, 1948) no qual se define $w_{ij} = 1$ se as localizações i e j são fisicamente adjacentes, e $w_{ij} = 0$ no caso contrário (por convenção, $w_{ii} = 0$).

Por outro lado, existem distintas definições de W baseadas na distância física existente entre as localizações; neste sentido, destaca-se pelo seu uso a matriz inversa de distâncias ao quadrado, na qual a intensidade da interdependência diminui ao aumentar o quadrado da distância entre as localizações.

Para facilitar a interpretação dos resultados, habitualmente estandardiza-se a matriz W , dividindo cada elemento W_{ij} pela soma total da fila à qual pertence, de maneira que a soma de cada fila da matriz estandardizada se torne igual à unidade.

Uma vez definida uma matriz de pesos W , pode-se introduzir o denominado atraso espacial de uma variável x , o qual se obtém pré-multiplicando a matriz W pela variável mencionada (Wx). Portanto, o atraso espacial da variável x representa, para cada observação i , uma média ponderada dos valores da variável no subgrupo S_i de observações vizinhas da i -ésima observação.

2.3 PROCESSOS COM DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Suponhamos que $y = (y_i, y_j)$ define o estado de um sistema que consiste em 2 áreas adjacentes num momento de tempo determinado t , de maneira que y_i é o valor do atributo y na localização i no momento t , e y_j é o valor do atributo na localização j no momento t . Um processo espacial é aquele em que as mudanças de estado do sistema se devem a propriedades espaciais do atributo.

Quando se trabalha com dados espaciais, é muito provável que não se verifique a hipótese nula de aleatoriedade, o que significa, que $Cov(y_i, y_j) \neq 0$ para algumas unidades geográficas i e j . Para considerar de uma maneira explícita esta dependência espacial detectada, deve-se distinguir entre o chamado *modelo de erro espacial* e o conhecido como *modelo de atraso espacial*. No primeiro, a dependência espacial incorpora-se no termo de erro da regressão, enquanto que no segundo implica uma média ponderada dos valores da variável dependente nas localizações vizinhas.

Quando a dependência espacial aparece na forma de um erro espacial, isto é indicativo da existência de omissão de variáveis não cruciais que se encontram

correlacionadas espacialmente ou, da existência de erros de medida. Por outro lado, o modelo de atraso espacial pode sugerir a existência de um processo de difusão (eventos num lugar predizem um incremento na probabilidade de que sucedam eventos similares em lugares vizinhos) ou de um possível processo de competência (eventos num lugar predizem uma diminuição na probabilidade de que sucedam eventos similares em lugares vizinhos).

Um modelo de erro espacial especifica-se através de um processo estocástico espacial para o termo de erro que considera as correlações diferentes de zero para cada elemento e_i . Formalmente, um processo de erro autorregressivo espacial para o termo de erro vem dado por $e_i = \lambda \sum_j w_{ij} e_j + u_i$ (na forma matricial $e = \lambda W e + u$) onde λ é um coeficiente autorregressivo espacial, e u_i são erros independentes e idênticamente distribuídos (*i.i.d.*) ($u_i \approx N(0, \sigma^2)$). Substituindo e na equação anterior, obtém-se $e = (I - \lambda W)^{-1} u$ e posteriormente substituindo esta expressão em $Y = X\beta + e$ obtém-se $Y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} u$. A essência desta expressão é que o valor da variável dependente para cada localização está afectado pelos erros estocásticos de todas as localizações através do multiplicador espacial $(I - \lambda W)^{-1}$.

O modelo de atraso espacial difere do modelo de erro espacial pelo facto de permitir a influência da variável dependente das localizações vizinhas num sentido mais amplo (não se limita a considerar as influências dos termos de erro vizinhos). Formalmente, o modelo de atraso espacial, utilizando notação matricial, vem dado por $Y = \rho W Y + X\beta + u$ onde ρ representa o parâmetro autorregressivo. Como $Y - \rho W Y = X\beta + u$ e $Y(I - \rho W) = X\beta + u$, a correspondente forma reduzida deste modelo viria dada por $Y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} u$, a qual ilustra dois pontos importantes: 1) o modelo de erro espacial está incluído dentro da especificação do modelo de atraso espacial, ainda que não de uma maneira encaixada (não se pode obter o modelo

de erro espacial da equação a partir da equação do modelo de atraso espacial impondo simples restrições zero sobre os coeficientes); e 2) o valor de y_i não vem determinado somente por x_i , mas também vem determinado pelo valor das x_j no resto das localizações através do multiplicador espacial $(I - \rho W)^{-1}$.

2.4 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS: ESTATÍSTICAS DE AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL E DIAGNÓSTICO DE REGRESSÃO

Antes de proceder à estimação de um modelo de erro espacial ou um modelo de atraso espacial como alternativas a um modelo de regressão standard, é necessário ter estabelecido qual dos dois é a alternativa adequada. Para isso, devem utilizar-se estatísticas adequadas que valorem a existência e o tipo de dependência espacial no modelo de regressão.

O contraste mais simples de correlação espacial é a estatística I proposta por Moran (1948), a qual permite medir a covariação existente entre os erros de zonas 'vizinhas' em relação à variância nos erros de uma zona determinada. Atribuindo pesos unitários a zonas vizinhas ($\omega_{ij}=1$ se as zonas i e j têm fronteira comum) e nulos no caso contrário, a estatística I para os resíduos do modelo de regressão $y=X\beta+e$ define-se como

$$I = \frac{\sum_i \sum_j \hat{e}_i \omega_{ij} \hat{e}_j / 2F}{\sum_i \hat{e}_i^2 / N}$$

onde \hat{e}_i representam os resíduos MCO da zona i -ésima, F é o número total de fronteiras e N é o tamanho da amostra (número total de localizações). Considerando a hipótese de que os erros são variáveis aleatórias normais *i.i.d.*, a estatística I distribui-se assintoticamente como uma variável aleatória normal cuja média e variância se podem calcular de forma relativamente simples (tais valores dependem das

matrizes $X=(x_{ij})$ y $W=(\omega_{ij})$ e dos valores de F , N e k).

O problema que tem a estatística I de Moran é que pode estar detectando erros de especificação, como heteroscedasticidade e não normalidade, e que não proporciona nenhum indício acerca de qual pode ser a alternativa mais provável de dependência espacial.

Como consequência, quando se trata de discernir entre um modelo de erro espacial ou um modelo de atraso espacial, na prática é habitual enriquecer o diagnóstico trazido pela I de Moran com outros contrastes baseados no princípio dos multiplicadores de Lagrange (LM). Estes contrastes têm a vantagem de que estão baseados nas estimações obtidas a partir do modelo considerando a hipótese nula, que neste caso é um modelo de regressão standard estimado mediante MCO.

A estatística LM face à alternativa de autocorrelação do erro espacial foi proposta por Burridge (1980), que formulou um contraste de multiplicadores de Lagrange do tipo

$$LM - ERR = \frac{1}{Tr} \left[\sum_i \sum_j \hat{e}_i \omega_{ij} \hat{e}_j / \hat{\sigma}^2 \right]^2,$$

onde o valor Tr se calcula como o traçado da matriz $(W'W+W^2)$. Considerando a hipótese nula de independência espacial, a estatística $LM-ERR$ distribui-se como uma variável χ^2 com 1 grau de liberdade.

Por outro lado, o contraste mais usado para contrastar a presença de termos espacialmente autorregressivos na variável dependente num modelo de regressão é o teste de multiplicadores de Lagrange proposto por Anselin (1988), o qual toma a forma

$$LM - LAG = \frac{1}{Rj} \left[\sum_i \sum_j \hat{e}_i \omega_{ij} y_j / \hat{\sigma}^2 \right]^2$$

com $R_j = Tr + (WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})/\hat{\sigma}^2$, onde $WX\hat{\beta}$ é o atraso espacial estimado com o valor $\hat{\beta}$ obtido a partir da estimação MCO da regressão $y = X\beta + e$ e $M = I - X(X'X)^{-1}X'$. Considerando a hipótese nula de que não existem atrasos espaciais significativos, esta estatística distribui-se como uma variável χ^2 com 1 grau de liberdade.

Nalgumas ocasiões, as estatísticas *LM-ERR* e *LM-LAG* são altamente significativas, de maneira que com estes diagnósticos não se pode discernir qual de ambas alternativas é a correcta. Para tais circunstâncias, Anselin *et al.* (1996) desenvolveram formas robustas destas estatísticas, no sentido de que cada teste é robusto à presença de desvios locais da hipótese nula na forma de outras alternativas.

3. UMA METODOLOGIA PARA A ESTIMAÇÃO DO PIBpc MUNICIPAL

Na literatura existente para a estimação do PIBpc municipal é habitual encontrar a utilização de um processo indirecto baseado num modelo de regressão linear múltipla (ver, por exemplo, Chosco e Vicéns (1998), e Medina (2002)). A razão para utilizar um método indirecto encontra-se nas dificuldades existentes, tanto em termos de informação como de custos, para levar a cabo uma estimação directa. A especificação do modelo de regressão deve ter sólidos fundamentos teóricos de maneira a que as variáveis dependentes reflectam de maneira fidedigna a evolução da variável a explicar.

Desta forma, nesta secção expõe-se, de maneira resumida, um exemplo da metodologia que utiliza para a estimação de variáveis económicas num âmbito geográfico inferior (municípios) as relações económicas que se dão noutra escala superior (região), que serve de referência.

O objectivo do trabalho publicado por Ramos (1998), consistiu em obter uma estimação do PIBpc dos municípios de Portugal a partir de uma regressão prévia para as 30 regiões NUTS III que constituem o país. Para isso desenvolveu um método indirecto que, basicamente, consta de 2 etapas. Na primeira estima-se por MCO a regressão múltipla seguinte:

$$\ln PIBPC_i = \beta_0 + \beta_1 \ln REMPC_i + \beta_3 \ln DOPC_i + e_i \quad (1)$$

onde PIBPC (variável endógena do modelo) representa o PIBpc de cada região portuguesa ao nível NUTS III, REMPC é a remuneração per capita dos trabalhadores por conta de outrém da região i , DOPC denota o saldo per capita dos depósitos à ordem por regiões, e e_i é o termo de erro tal que $e_i \sim N(0, \sigma^2)$.

Na segunda etapa, e utilizando a estrutura estimada para a equação (1) ao nível NUTS III, estimou-se PIBpc ao nível municipal. Para isso, tomaram-se como variáveis explicativas ao nível municipal tanto as remunerações per capita, baseadas na informação disponível nos Quadros de Pessoal do Ministério do Trabalho de Portugal, como os depósitos à ordem obtidos a partir do Inquérito às Instituições Financeiras do Instituto Nacional de Estatística (INE) de Portugal.

Neste método para a determinação do PIBpc excluíram-se os ramos considerados como especiais no âmbito da metodologia seguida pelas Contas Regionais do INE, já que a determinação do valor acrescentado bruto para estes ramos se efectua directamente através de informações obtidas nas empresas. Por este motivo, os chamados ramos especiais não foram considerados na realização das estimações do PIBpc, porque o seu cálculo se realiza de forma directa.

4. ESTIMAÇÃO DO PIB_{PC} DOS MUNICÍPIOS DE PORTUGAL CONTINENTAL PARA OS ANOS 1994 E 2000

Nesta secção aplicar-se-á a metodologia descrita no ponto anterior para a estimação do PIB_{pc} dos municípios portugueses para os anos 1994 e 2000. Não obstante, em vez de utilizar o modelo econométrico standard, usar-se-á o modelo espacial obtido depois de contrastar o tipo de dependência espacial presente nos dados.

4.1 DADOS

Os dados utilizados referem-se a dois momentos temporais: o ano 1994² (para permitir uma comparação com os resultados obtidos em Ramos (1998)), e o ano 2000 (com o objectivo de tornar este trabalho actual).

Este estudo limitou-se às 28 regiões do continente português, já que num sentido estrito, e devido à falta de conexão geográfica das ilhas Açores e Madeira com o resto das regiões, se tornaria impossível sustentar a existência de interações geográficas. É de destacar o facto de que a estimação para estas regiões seriam as mesmas tanto no caso de se utilizar o enfoque tradicional, como no caso de se utilizar o método que se propunha neste trabalho.

4.2 ESTIMAÇÃO ECONOMÉTRICA BASE (SEM INTERACÇÕES ESPACIAIS)³

Como anteriormente se comentou, a primeira etapa consiste em estimar a equação (1) por MCO sem considerar a possibilidade de existência de dependências espaciais entre as 28 regiões NUTS III que constituem Portugal continental. Os resultados de tal estimação para os dois anos considerados (1994 e 2000) apresentam-se no Quadro 1.

QUADRO 1

Modelo estimado mediante MCO para as 28 regiões de Portugal continental nos anos 1994 e 2000.

Variável dependente: Log (PIB <i>per capita</i>)		
Variáveis	Estimação ano 1994 Parâmetro (p-valor)	Estimação ano 2000 Parâmetro (p-valor)
Constante (β_0)	-1.17119 (0.153393)	-1.67531 (0.196968)
Ln REM <i>per capita</i> (β_1)	0.429119 (0.000001)	0.504329 (0.000000)
Ln DO <i>per capita</i> (β_2)	0.315186 (0.002349)	0.317126 (0.004056)

Diagnósticos de regressão (p-valor entre parêntesis)		
Coef, de Determinação (R^2)	0.8911	0.802
Estatística F	102.319 (9.145e-13)	50.6214 (1.618e-9)
Log Likelihood	254.327	201.220
Crit, de Inform, de Akaike (AIC)	-448.655	-342.439
Schwarz Inform, Crit, (SC)	-408.688	-302.473
Jarque-Bera Normality test	0.31493 (0.854305)	0.124987 (0.939419)
Heteroscedasticidade - Breusch-Pagan	2.484528 (0.288730)	4.293887 (0.116841)

² Os autores desejam expressar o seu agradecimento ao Professor Nogueira Ramos por ter posto à nossa disposição os dados para este ano.

³ Todos os cálculos que se apresentam foram obtidos mediante a utilização dos programas SpaceStat 1.91 (Anselin, 2002a), e GeoDa (Anselin, 2003).

4.3 ESTIMAÇÃO DO VALOR DO PIBPC COM O MODELO ESTANDARD

Neste subponto utilizam-se as estimações obtidas no ponto anterior ao nível NUTS III, com o objectivo de estimar o PIB per capita para os municípios portugueses (PIBPCM). Desta forma, parte-se das relações económicas estimadas ao nível NUTS III para os dois anos analisados, ou seja:

a) ano 1994:

$$\hat{\ln PIBPC}_i = -1.17119 + 0.429119 \ln REMPC_i + 0.315186 \ln DOPC_i$$

b) ano 2000: ,

$$\hat{\ln PIBM}_i = -1.67531 + 0.504329 \ln REMPC_i + 0.317126 \ln DOPC_i$$

e seguidamente, utilizam-se as estruturas estimadas para conseguir uma predição ao nível municipal.

Assim, as expressões que se utilizam são as seguintes:

a) Para o ano 1994:

$$\hat{\ln GDPM}_s = -1.17119 + 0.429119 \ln REMPC_M_s + 0.315186 \ln DOPC_M_s$$

b) Para o ano 2000:

$$\hat{\ln PIBM}_s = -1.67531 + 0.504329 \ln REMPC_M_s + 0.317126 \ln DOPC_M_s$$

onde $REMP_M$ refere-se às remunerações per capita dos trabalhadores por conta de outrém ao nível municipal, $DOPC_M$ corresponde ao saldo dos depósitos à ordem ao nível de município, e $S=1, \dots, 275$ indica os municípios de Portugal continental para o ano 1994 e $S=1, \dots, 278$ indica os municípios de Portugal continental para o ano 2000.

Desta forma, foi estimado o PIBpc dos municípios portugueses. Estes resultados apresentam-se no ponto 5.

4.4 CONSIDERAÇÃO DAS DEPENDÊNCIAS ESPACIAIS

A utilização do enfoque econométrico standard não permitiu detectar a possível presença de dependências espaciais nos resíduos da regressão no Quadro 1. Não obstante, neste ponto pretende-se reflectir a característica espacial da informação regional disponível. De novo, o objectivo final será o mesmo que no ponto anterior, mas agora as estimações contemplarão a consideração espacial dos dados mediante o uso de técnicas de econometria espacial.

4.4.1 DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO MCO

Este subponto começa por contrastar a hipótese de independência espacial dos resíduos MCO do ponto 4.2. Em primeiro lugar, contrasta-se a existência de autocorrelação espacial global mediante a estatística da I de Moran, usando como matriz de pesos espaciais a definida como $w_{ij} = w_{ij}^* / \sum_j w_{ij}^*$, onde

$$\begin{cases} w_{ij}^* = 0 & \text{se } i = j \\ w_{ij}^* = 1/d_{ij}^2 & \text{se } d_{ij} \leq C1 \\ w_{ij}^* = 0 & \text{se } d_{ij} > C1 \end{cases}$$

d_{ij} é distancia euclídea entre os centróides das regiões i e j , $C1$ é o quartil mais baixo da distribuição de distâncias entre os centróides das regiões ⁴. A matriz assim definida denota-se como DIRS.

⁴ É necessário assinalar que se utilizaram definições alternativas distintas para a matriz de pesos espaciais. Concretamente, utilizaram-se outras matrizes de pesos baseadas em distâncias (definindo os elementos w_{ij}^* como a inversa das distâncias, e também alterando o quartil mais baixo pela mediana da distribuição de distâncias ao círculo maior, pelo quartil superior, ou pela distância máxima) e outras matrizes binárias (matrizes de contiguidade tipo torre, tipo rainha, e matrizes de pesos espaciais para os k vizinhos mais próximos, sendo $k=5, 10, 15, 20$). Todas estas matrizes geraram resultados que foram similares aos apresentados neste trabalho.

QUADRO 2

Diagnósticos de dependência espacial para os resíduos MCO

Diagnósticos de regressão de dependência espacial para a matriz de pesos D1RS (matriz estandardizada por filas) (p-valor entre parêntesis)		
Contrastes	Ano 1994	Ano 2000
Contraste I de Moran	-1.589270 (0.111999)	3.902911 (0.000095)
Multiplicador de Lagrange (LM error)	2.921396 (0.087412)	9.509690 (0.002044)
LM Robusto (error)	1.237797 (0.265896)	5.599941 (0.017961)
Multiplicador de Lagrange (LM atraso espacial)	2.146129 (0.142930)	3.911566 (0.047955)
LM Robusto (atraso espacial)	0.462530 (0.496444)	0.001817 (0.965999)

No Quadro 2 mostram-se os resultados obtidos para os diagnósticos de dependência espacial para os resíduos MCO dos anos 1994 e 2000. Nos referidos contrastes utilizou-se a matriz D1RS.

Para o ano 1994, o contraste da I de Moran (-1.58) mostra um valor de p-valor de 0.111, indicando a existência de uma débil (e estatisticamente não significativa a 10%) dependência espacial negativa na distribuição regional do PIBpc no ano 1994. Por outro lado, os distintos contrastes LM (ver Quadro 2) mostram que a alternativa mais provável é um modelo de erro espacial. Como consequência, para o ano 1994, apenas o contraste dos multiplicadores de Lagrange para a existência de um efeito espacial nos erros rejeita a um nível de significância de 10%, a hipótese nula de ausência de dependência espacial.

No que se refere aos contrastes para o ano 2000, o contraste da I de Moran permite rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade espacial, indicando a existência de autocorrelação espacial positiva. Por outra lado, ainda que os contrastes baseados nos multiplicadores de Lagrange permitam detectar tanto a existência de um modelo de erro espacial (LM erro de 9.509, com um p-valor de 0.002) como de um modelo de atraso espacial (contraste LM atraso espacial de 3.911, com um p-valor de 0.047),

os contrastes robustos permitem dar como alternativa mais provável a existência de um modelo de erro espacial (com um valor do contraste LM robusto erro de 5.599, com um p-valor de 0.017).

4.4.2 MODELO ESPACIAL

As estimações das alternativas mais prováveis que se detectaram para os anos 1994 e 2000 (modelos de erro espacial) são as que se apresentam, no Quadro3.

Em ambos os anos, dado que os ajustes do modelo de erro espacial são os adequados, os coeficientes λ são significativos, a restrição do factor comum não é rejeitada em nenhuma das duas estimações. Também não se rejeita a não existência de um modelo de atraso espacial nos resíduos das regressões (contraste de existência de atraso espacial nos resíduos da regressão) dado que os resultados sugerem a existência de prova a favor da presença de um modelo de erro espacial.

De acordo com uma perspectiva teórica, como os municípios dentro de uma mesma região participam nas mesmas, ou contíguas, infra-estruturas, os

QUADRO 3

Modelo econométrico espacial estimado para as 28 regiões – NUTS III de Portugal continental.

Modelos de erro espacial		
Estimação mediante Máxima Verosimilhança (matriz D1RS)		
Variável dependente: <i>Log(PIB per capita)</i>		
Variáveis	Estimação ano 1994	Estimação ano 2000
	Parâmetro (p-valor)	Parâmetro (p-valor)
Constante (β_0)	-1.15953 (0.105343)	-1.413 (0.141954)
Ln REM per capita (β_1)	0.400528 (0.000000)	0.488932 (0.000000)
Ln DO per capita (β_2)	0.335827 (0.000039)	0.308929 (0.000095)
Lambda (λ)	-0.761469 (0.026057)	0.488997 (0.019984)
Diagnósticos de regressão (p-valor entre parêntesis)		
Log Likelihood	276.715	228.847
Crit. de Inform. de Akaike (AIC)	-493.430	-397.693
Schwarz Inform. Crit. (SC)	-453.464	-357.727
Breusch-Pagan: Heterosced.	3.415341 (0.181288)	3.398154 (0.182852)
Hipótese de factor comum		
-Teste razão de verosimilhança	0.647075 (0.723585)	0.144685 (0.930212)
-Teste Wald	0.689160 (0.708518)	0.148101 (0.928625)
Contraste de existência de atraso espacial (matriz D1RS)	0.061321 (0.804421)	0.028069 (0.866948)

custos de transporte e de transacções serão mais similares do que para os municípios mais longínquos. Além disso, as empresas e alojamentos teriam tecnologias, preferências e culturas mais similares. Consequentemente, seria fácil sustentar a hipótese de que os municípios dentro de uma mesma região partilham características estruturais similares.

Como a regressão base estimada por MCO não consegue considerar adequadamente aquelas características estruturais, é necessário adoptar a regressão base que se deriva do Quadro 3, para levar a cabo uma estimação eficiente do PIBPC municipal.

Por este motivo, com o objectivo de ter em conta as referidas interacções regionais no espaço, o PIB per capita ao nível municipal será estimado:

a) Para o ano 1994 como:

$$\hat{\ln PIBM}_s = -0.761469W \ln PIBPC_i - 1.15953 - 0.761469W1.15953 + 0.400528 \ln REMPC_M_s + 0.335827 \ln DOPC_M_s + 0.761469W0.400528 \ln REMPC_i + 0.761469W0.335827 \ln DOPC_i$$

b) Para o ano 2000 utilizar-se-á:

$$\hat{\ln PIBM}_s = 0.488997W \ln PIBPC_i - 1.413 + 0.488997W1.413 + 0.488932 \ln REMPC_M_s + 0.308929 \ln DOPC_M_s - 0.488997W0.488932 \ln REMPC_i - 0.488997W0.308929 \ln DOPC_i$$

A vantagem que incorporam estas expressões em relação às que se utilizariam seguindo a especificação tradicional é que se consegue corrigir a regressão base. Noutras palavras, deve-se ter em conta o facto de que o valor da variável dependente para cada localização regional (o $PIBPC_i$) se vê afectado pelos erros estocásticos de todas as regiões vizinhas através do multiplicador espacial $(I - \lambda W)^{-1}$. Como consequência, na predição pontual (predições do PIBPC municipal) que se realize, a regressão base deve incorporar a referida informação espacial, já que as interacções regionais consideradas pelo termo de erro condicionam a estimação do produto interno bruto ao nível do município. Dito de outro modo, a localização de um município numa região determinada é uma informação relevante aquando da determinação do seu PIBpc.

4.5 ANÁLISE PREDITIVA EX-POST

Para medir o grau de bondade das predições para cada modelo (o modelo sem interacções espaciais e o modelo espacial) utilizaram-se três estatísticas, todas elas baseados em funções de perda simétricas.

Denotando como $t=1, \dots, 28$ as regiões com que se trabalhou; y_t os valores observados, e \hat{y}_t os valores de predição, as estatísticas a utilizar calculam-se atendendo às expressões seguintes:

- Erro absoluto médio (EAM):

$$EAM = \frac{1}{28} \sum_1^{28} \left| \hat{y}_t - y_t \right|$$

- Erro quadrático médio (ECM):

$$ECM = \sqrt{\frac{1}{28} \sum_1^{28} \left(\hat{y}_t - y_t \right)^2}$$

No quadro seguinte apresentam-se os resultados das referidas estatísticas para os dois modelos.

Com base no quadro anterior, as estatísticas calculadas indicam uma melhor capacidade preditiva do modelo espacial em relação ao modelo estimado por MCO (modelo sem interacções espaciais).

QUADRO 4

Comparação do Erro absoluto médio e do Erro Quadrático médio para o modelo sem interacções espaciais e com interacções espaciais, relativa aos anos de 1994 e 2000

Ano 1994		
MODELO	EAM	ECM
Sem interacções espaciais (MCO)	0,077295377	0,009518665
Espacial (MV)	0,068738516	0,00741562
Ano 2000		
MODELO	EAM	ECM
Sem interacções espaciais (MCO)	0,09436059	0,11794008
Espacial (MV)	0,08512309	0,10808026

Nota: Os melhores resultados apresentam-se em negrito.

5. APRESENTAÇÃO DE RESULTADOS

5.1 DISTRIBUIÇÃO DA MÉDIA DO PIB PER CAPITA PARA O ANO DE 1994

Como já foi referido no Quadro 4, as estatísticas calculadas indicam uma melhor capacidade preditiva do modelo espacial em relação ao modelo estimado por MCO (modelo sem interacções espaciais). Este facto leva a que os valores do PIB per capita estimados pelo modelo espacial, apresentem uma menor dispersão do que os valores estimados pelo modelo MCO, o que significa de uma forma genérica, que as assimetrias dentro de uma determinada Região NUTSIII se encontram atenuadas.

É também de referir que as diferenças entre o PIB per capita publicado por Ramos (1998), para as 30 regiões, e o PIB per capita estimado neste trabalho para as 28 regiões, para 1994, apenas afectam a ordenação do PIB per capita em 4 concelhos.

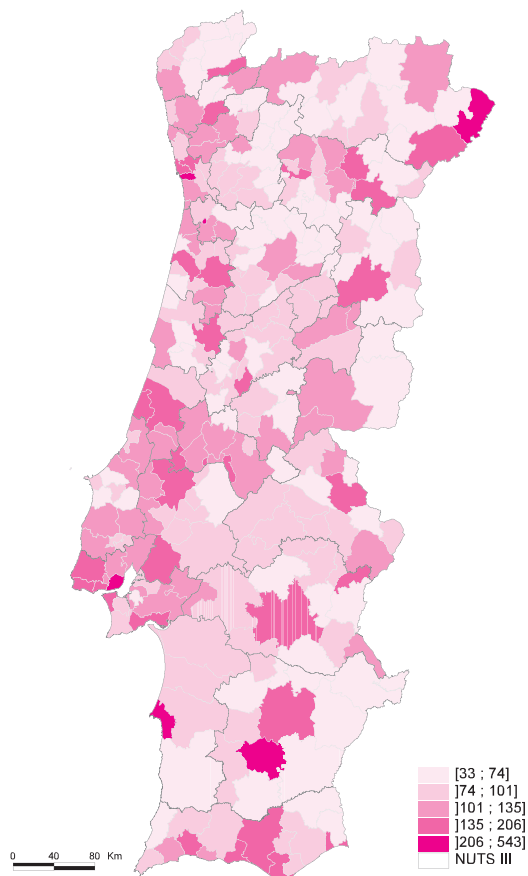
Ao nível de Portugal continental existem 6 concelhos que apresentam uma média do PIB pc significativamente superior à média do país, em ambos os métodos. Os seis concelhos referidos são por ordem decrescente do PIB per capita, Sines, Lisboa, Castro Verde, São João da Madeira, Porto e Miranda do Douro. As justificações para estes valores foram já reportadas em Ramos (1998), pelo que apenas se farão breves referências a factos relevantes.

Com base nos dados disponíveis para o Produto Interno Bruto per capita, obtidos através do modelo sem consideração de interacções espaciais (MCO) e do modelo com consideração de interacções espaciais (MV), foram elaborados cartogramas com a distribuição da média do PIB per capita para Portugal continental e também para as Regiões NUTS II, reportado ao ano de 1994.

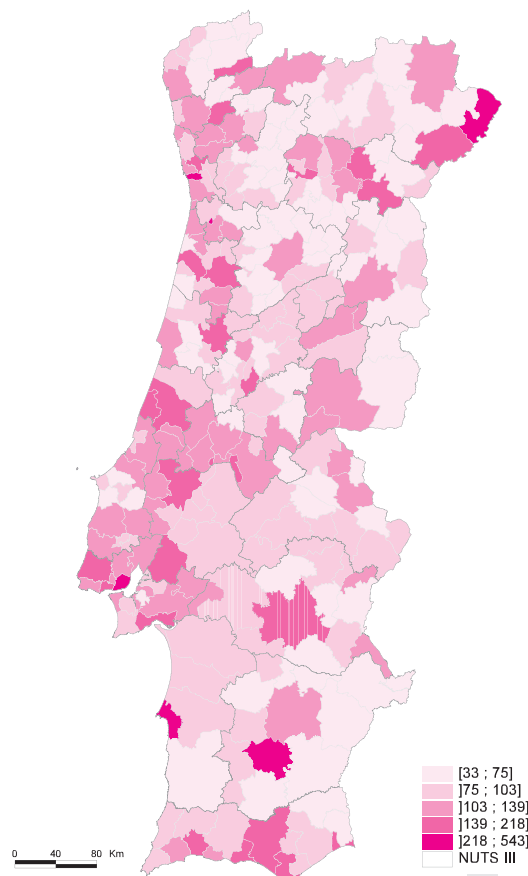
FIGURA 1

Portugal Continental - Distribuição do PIB per capita dos concelhos

Modelo sem consideração de interacções espaciais (MCO)



Modelo com consideração de interacções espaciais (MCO)



Observando a distribuição geográfica do PIB per capita para a Região Norte, calculado pelos dois métodos, verifica-se que os três concelhos com PIB per capita mais elevados são os mesmos em ambos os cartogramas, ou seja Porto, São João da Madeira e Miranda do Douro. Quanto aos concelhos com PIB per capita mais baixo verifica-se uma ligeira alteração nos cartogramas, passando Vila Pouca de Aguiar a integrar os concelhos que se encontram no intervalo correspondente à média do PIB per capita mais baixo. Este facto deve-se apenas a diferentes limites estabelecidos para os intervalos de classe da média do PIB per capita, para os dois modelos.

A Região Norte apresenta assimetrias significativas entre o interior, e a região litoral e a região fronteiriça.

Na Região Centro não se verifica qualquer alteração entre os dois modelos na distribuição do PIB pc pelos concelhos, segundo os intervalos de classe definidos.

A Região de Lisboa e Vale do Tejo, à semelhança do que acontecia na Região Centro não apresenta diferenças entre os cartogramas obtidos com base na distribuição da média do PIB per capita pelos dois modelos.

Na Região do Alentejo constata-se em ambos os cartogramas que existem dois concelhos, Sines e Castro Verde, com PIB pc bastante superior à média do país.

A Região do Algarve apresenta um PIB per capita não muito distante da média nacional. Exceptua-se Alcoutim que se encontra entre os concelhos do país que apresentam um PIB per capita mais baixo.

5.2 DISTRIBUIÇÃO DO PIB PER CAPITA PARA O ANO DE 2000

Na Região Norte a distribuição do PIB per capita em 2000, apresenta três concelhos, Porto, São João da Madeira e Miranda do Douro, com um PIB pc significativamente superior aos restantes. Este facto não altera a análise efectuada por Ramos (1998), onde estes três concelhos em 1994 já se destacavam dos restantes da Região Norte em termos de PIBpc. Em relação a 1994, a Região Norte não apresenta um acréscimo significativo do PIB pc situando-se na ordem dos 2%, segundo dados das Contas Regionais 2000 (INE).

Na Região Centro destacam-se cinco concelhos com um PIB per capita 1,5 a 2 vezes superior à média nacional. São eles Aveiro, Coimbra, Guarda, Águeda e Leiria, por ordem decrescente de peso.

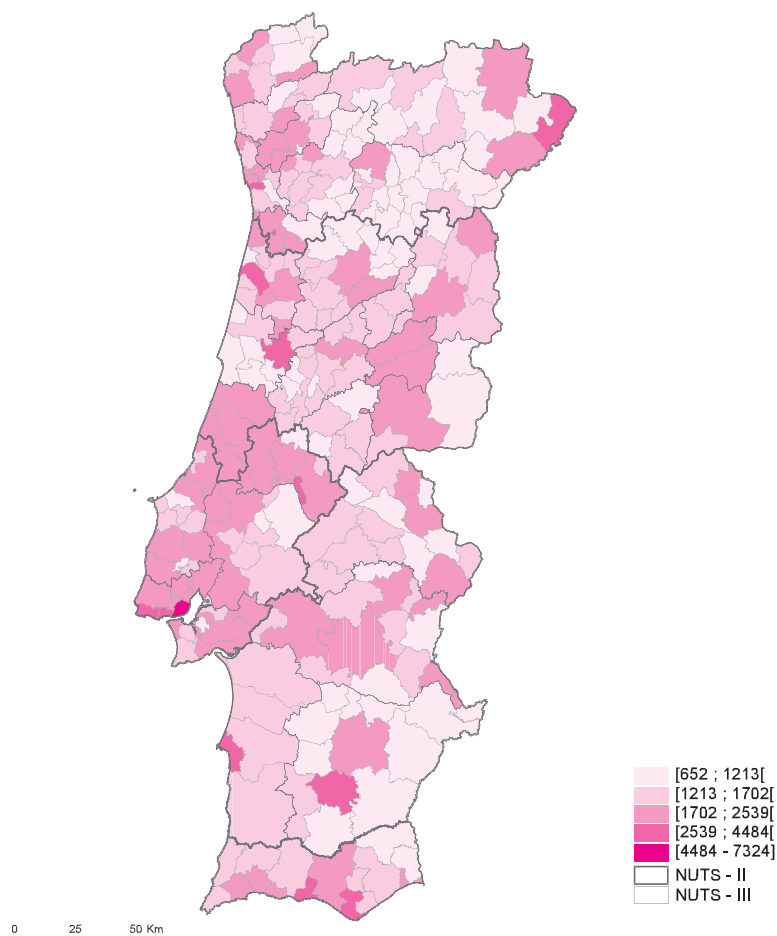
Verifica-se que existem cerca de 7 concelhos cujo PIB per capita é na ordem dos 65% ou abaixo dos 65% em relação à média nacional, que se encontram sobretudo na região Dão-Lafões.

É também de realçar o facto de nesta região cerca de 60% dos concelhos apresentarem um PIB per capita abaixo da média nacional. No entanto e confirmando a análise efectuada por Ramos (1998) a assimetria litoral-interior, é também em 2000 menor do que na Região Norte. De uma forma geral, conforme já foi referido, as assimetrias encontram-se atenuadas quando se utiliza o modelo com consideração de interações espaciais.

Na Região de Lisboa e Vale do Tejo, verifica-se um contraste significativo entre o concelho de Lisboa, com um valor do PIB per capita 4 vezes superior

FIGURA 2

PIB - (Com interacções espaciais) - ANO 2000



à média nacional, e os restantes concelhos desta região, exceptuando-se Oeiras que também apresenta um PIB per capita 2 vezes superior à média nacional. O concelho de Oeiras apresenta uma subida significativa em relação aos valores que apresentava em 1994. Os valores destes concelhos devem-se sobretudo aos movimentos pendulares de não residentes, que contribuem para o PIB da região. Este facto encontra-se de acordo com os valores do PIB da região da Grande Lisboa, que representa de acordo com os dados das Contas Regionais de 2000 (INE), 71,4% do total da Região de Lisboa e Vale do Tejo.

Cerca de 40% dos concelhos desta Região apresentam valores de PIB per capita inferior à média nacional. Apenas 3 dos concelhos têm valores que

rondam os 60% da média, situando-se os restantes em valores de PIB na ordem dos 80% da média nacional.

Na região do Alentejo, 3 dos concelhos, que são por ordem decrescente de PIB pc, Sines, Castro Verde e Évora, apresentam um PIB per capita significativamente superior à média nacional. No entanto a Região do Alentejo representa em termos de PIB, segundo dados das Contas Regionais 2000 (INE), apenas 4,1% do total do país.

Em 2000 as assimetrias entre o litoral e o interior encontram-se atenuadas em relação aos valores de 1994. Este facto deve-se a alterações nas posições relativas determinadas em função do PIBpc, que o concelho de Sines e Castro Verde ocupavam, tendo

Sines passou da 1ª posição para a 10ª posição, e Castro Verde passou da 3ª posição para a 4ª posição.

A Região do Algarve representa em relação ao global do país 3,7% do PIB, segundo as Contas Regionais 2000(INE). Faro, Albufeira, Loulé e Portimão apresentam um valor do PIB per capita superior à média nacional. Por seu lado Castro Marim e Alcoutim apresentam valores de PIB pc na ordem dos 50% da média nacional. Estas assimetrias já se verificavam em 1994.

6. COMPARAÇÃO ENTRE OS VALORES DO PIB OBTIDOS COM MODELO ESPACIAL PARA OS ANOS 1994 E 2000

Embora de uma forma global a metodologia utilizada para determinação do PIB pc em 2000, seja semelhante à utilizada para a determinação do PIB pc em 1994, alguns dos ramos considerados especiais em 1994, não o foram em 2000. É por exemplo o caso da Produção e Distribuição de Gás de cidade.

Ao nível de Portugal Continental verifica-se que entre o ano de 1994 e o ano de 2000 se verificaram alterações na ordenação dos concelhos em função

do PIB pc. Enquanto em 1994 a liderança era assumida pelo concelho de Sines, seguido por Lisboa e Castro Verde, em 2000 esse liderança passou para o concelho de Lisboa, seguindo-se Porto e São João da Madeira. O concelho de Castro Verde passou em 2000 a ocupar a 4ª posição do ranking, posição esta em 1994 ocupada pelo Porto.

O valor significativo do PIB pc de Lisboa e Porto resultam dos movimentos pendulares de não residentes que diariamente se dirigem para estes concelhos.

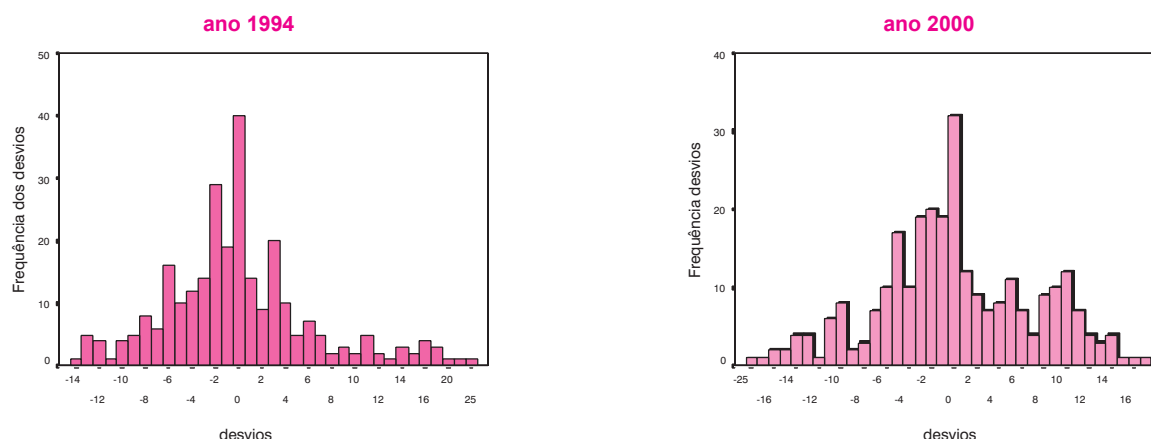
A descida de Castro Verde para a 4ª posição deve-se naturalmente aos problemas de ordem económica que têm afectada o sector mineiro, nomeadamente as Minas de Neves Corvo.

Verifica-se também em 2000 a entrada de dois novos concelhos para a lista dos seis concelhos com PIB per capita mais elevado. São eles Faro e Aveiro. O valor do PIB per capita em Faro deve-se ao incremento da actividade aeroportuária, relacionada em parte com a actividade turística. O concelho de Aveiro é caracterizado por fortes movimentos pendulares.

As figuras que se apresentam seguidamente levam a concluir que em 2000, os desvios relativos à ordenação do PIB pc entre os dois modelos é superior à que se verificava em 1994. Verifica-se também que

FIGURA 3

Frequência dos desvios entre o PIB calculado pelo método sem interações espaciais e com interações espaciais



a frequência dos concelhos que não apresentavam desvios entre os dois modelos diminui em 2000.

Estes factos podem indiciar que em 2000, o modelo MCO conduziu a piores estimativas em relação ao modelo MV, do que em 1994. No entanto este facto não se pode deduzir directamente com base nas estatísticas calculadas no quadro 4.

Fazendo uma breve análise Região a Região, verifica-se que na Região Norte os valores do 1º Quartil e da mediana em 2000 são comparativamente mais baixos do que os valores respectivos em 1994, o que significa que existe uma maior concentração do PIB num menor número de concelhos em 2000.

Na Região Centro em 1994, a mediana encontra-se deslocada para a direita, o que significa que 50% do PIB da região se encontra disperso por um grande número de concelhos. Em 2000, o número de concelhos que contribuem para 50% do PIB da Região diminui.

Na Região de Lisboa e Vale do Tejo, à semelhança do que acontece na Região Norte existe um pequeno número de concelhos que contribui para 50% do PIB pc da Região. Este facto assume especial relevo em 2000, verificando-se também um aumento das assimetrias em relação a 1994.

Na região do Alentejo, não considerando os outliers correspondentes a Sines e Castro Verde em 1994, e o outlier correspondente a Sines em 2000, o número de concelhos que contribuiu para 50% do PIB per capita, corresponde a cerca de 1/3 dos concelhos da região.

Quanto à Região do Algarve verifica-se que existem concelhos com valores extremos de PIB per capita, embora em 2000, não tenham assumido a categoria de outliers. Por este motivo o 3º Quartil de encontra-se bastante deslocado para a direita.

7. CONCLUSÕES

No presente trabalho pretende-se dar ênfase às técnicas de econometria espacial para a estimação de variáveis económicas quando a dimensão geográfica está presente. Para isso, foi revisto um trabalho no qual se utilizou um método de estimação indirecta do PIB per capita municipal em que se prescindiu da análise espacial. A consideração explícita das interações regionais que se retiram da análise realizada mostra que os resultados obtidos naquele trabalho não são eficientes. Em conclusão, o nosso exercício vem recomendar a incorporação de técnicas de econometria espacial nos trabalhos em se utilizam dados com referências espaciais.

BIBLIOGRAFIA

- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. e Bera, A.K. (1998): *Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics*, pp. 237-289, em Ullah, A. Y Giles, D. (Eds) *Handbook of Applied Economic Statistics*, 1998, New York: Marcel Ockker.
- Anselin L. (2002): *SpaceStat Software for Spatial Data Analysis*, Version 1.91, Ann Arbor, TerraSeer Inc.: Michigan.
- Anselin, L. (2003): "GeoDa™ 0.9 User's Guide", Spatial Analysis Laboratory, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R. and Yoon, M. (1996): "Simple Diagnostics Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics* 26, 77-104.
- Burrige, P. (1980): "On the Cliff-Ord test for Spatial Autocorrelation", *Journal of the Royal Statistical Society B* 42, 107-108.
- Chasco Yrigoven, C. e Vicéns Otero, J. (1998): *An Estimation of disposable income of the Spanish municipalities in 1997*, 38th Congress of the European Regional Science Association, Viena (Austria).
- Goodchild, M. , Anselin, L., Appelbaum, R. and Harthorn, B.(2000): <<Towards spatially integrated social science>>. *International Regional Science Review* 23, 139-159.
- Haining, R. (1997): "Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences", Cambridge University Press.
- Johnston J., e Dinardo J. (2001): *Métodos Económicos-4ª Edição*, University of California , Irvine, Mc Graw Hill.
- Medina, J. (2002): "El Plan Badajoz y el Desarrollo Económico de la Provincia", Tecnigraf Editores, Badajoz.
- Moran, P.A.P. (1948): "The interpretation of Statistical Maps", *Biometrika* 35, 255-260.
- Ramos (1998): *Estimativas do PIB per capita para os concelhos do continente português*, Revista Estatística, Instituto Nacional Estatística, Portugal, 3º Quadrimestre 1998, pp. 29-50.

QUADRO 5

Resultados obtidos segundo estimação econométrica base, (sem consideração de interacções espaciais) e com econometria espacial para as 28 regiões de Portugal continental, para o ano de 1994 ⁵

	PIB 1994 Interacções Espaciais			PIB 1994 Interacções Espaciais			PIB 1994 Interacções Espaciais	
	sem	com		sem	com		sem	com
Abrantes	1256,87	1240,83	Benavente	1536,98	1603,58	Ferreira do Zêzere	664,05	659,55
Águeda	1609,24	1639,92	Bombarral	1008,34	1024,01	Figueira Castelo Rodrigo	711,21	729,60
Aguiar da Beira	522,06	522,49	Borba	1058,53	1062,98	Figueira da Foz	1249,46	1235,96
Alandroal	602,11	614,24	Boticas	501,51	504,74	Figueiró dos Vinhos	834,94	841,69
Albergaria-a-Velha	967,77	993,94	Braga	1600,16	1648,29	Fornos de Algodres	760,47	751,26
Albufeira	1968,33	2097,55	Bragança	1165,88	1162,87	Freixo de Espada à Cinta	808,33	824,69
Alcácer do Sal	972,61	1003,46	Cabeceiras de Basto	550,37	557,34	Fronteira	904,89	890,46
Alcanena	1440,28	1383,65	Cadaval	756,82	770,42	Fundão	981,81	964,26
Alcobaça	1189,01	1192,16	Caldas da Rainha	1272,22	1283,67	Gavião	560,04	562,87
Alcochete	957,02	936,51	Caminha	1005,50	996,00	Góis	630,69	639,48
Alcoutim	516,24	556,16	Campo Maior	1048,83	1011,78	Golegã	812,64	861,03
Alenquer	1291,68	1286,47	Cantanhede	916,25	911,44	Gondomar	796,43	797,58
Alfândega da Fé	554,91	562,94	Carrazeda de Ansiães	1582,74	1598,28	Gouveia	901,06	874,41
Alijó	1085,65	1094,68	Carregal do Sal	732,91	717,02	Grândola	980,82	1014,51
Aljezur	751,10	819,70	Cartaxo	1003,73	1060,51	Guarda	1431,96	1438,83
Aljustrel	817,88	805,72	Cascais	1476,66	1434,07	Guimarães	1388,53	1385,93
Almada	1436,49	1415,28	Castanheira de Pêra	997,37	984,63	Idanha-a-Nova	661,99	664,93
Almeida	890,72	902,74	Castelo Branco	1387,10	1371,02	Ílhavo	1001,13	1018,99
Almeirim	1002,27	1049,87	Castelo de Paiva	794,89	794,27	Lagoa/Algarve	1156,40	1230,99
Almodôvar	659,03	662,07	Castelo de Vide	1136,69	1114,16	Lagos	1218,26	1313,71
Alpiarça	879,31	928,71	Castro Daire	526,65	521,80	Lamego	929,39	938,15
Alter do Chão	798,36	791,23	Castro Marim	584,78	633,78	Leiria	1530,31	1512,06
Alvaiázere	653,76	654,54	Castro Verde	4320,59	4315,87	Lisboa	4608,16	4474,64
Alvito	843,56	835,92	Celorico da Beira	735,52	749,53	Loulé	1423,95	1528,94
Amadora	1206,19	1160,45	Celorico de Basto	343,48	349,88	Loures	1136,93	1095,68
Amarante	758,83	754,44	Chamusca	752,57	798,52	Lourinhã	746,83	759,62
Amares	682,49	712,77	Chaves	924,30	923,21	Lousã	1109,15	1093,05
Anadia	1261,14	1290,84	Cinfães	806,61	812,15	Lousada	739,70	720,02
Ansião	941,77	938,26	Coimbra	1898,35	1884,33	Mação	1185,54	1194,08
Arcos de Valdevez	579,79	588,88	Condeixa-a-Nova	912,89	909,26	Macedo de Cavaleiros	659,33	661,88
Arganil	887,51	868,40	Constância	1732,48	1691,17	Mafra	1176,36	1183,74
Armamar	627,61	640,81	Coruche	795,34	850,05	Maia	1657,47	1628,80
Arouca	686,24	678,20	Covilhã	1139,41	1110,75	Mangualde	1093,35	1054,88
Arraiolos	716,23	725,68	Crato	722,47	714,96	Manteigas	1002,04	1004,19
Arronches	774,53	768,33	Cuba	651,92	648,88	Marco de Canavezes	792,14	782,81
Arruda dos Vinhos	958,05	968,23	Elvas	1104,03	1081,60	Marinha Grande	1607,29	1562,32
Aveiro	2075,12	2127,76	Entroncamento	1679,33	1627,79	Marvão	669,09	656,56
Avis	983,00	957,20	Espinho	1348,52	1365,85	Matosinhos	1427,45	1410,96
Azambuja	1216,73	1270,31	Esposende	915,55	943,95	Mealhada	1108,45	1144,33
Baião	471,95	469,70	Estarreja	1127,07	1160,29	Meda	763,59	777,50
Barcelos	1069,54	1102,35	Estremoz	1002,62	1017,21	Melgaço	680,91	692,92
Barrancos	672,12	679,79	Évora	1590,68	1602,83	Mértola	625,15	631,41
Barreiro	1132,21	1112,30	Fafe	916,49	925,95	Mesão Frio	741,33	748,28
Batalha	1186,82	1165,95	Faro	2159,34	2296,59	Mira	744,04	747,55
Beja	1460,79	1445,69	Felgueiras	1371,20	1337,44	Miranda do Corvo	740,36	736,04
Belmonte	1179,08	1138,15	Ferreira do Alentejo	719,67	720,60	Miranda do Douro	3030,62	3026,90

⁵ As diferenças entre o PIBpc publicado por Nogueira Ramos, para as 30 regiões, e o PIBpc estimado neste trabalho para as 28 regiões, para 1994, apenas afectam a ordenação do PIBpc em 4 concelhos. No entanto esta alteração é apenas devida a arredondamentos.

QUADRO 5

Resultados obtidos segundo estimação econométrica base, (sem consideração de interações espaciais) e com econometria espacial para as 28 regiões de Portugal continental, para o ano de 1994⁵ (Cont.)

	PIB 1994 Interações Espaciais			PIB 1994 Interações Espaciais			PIB 1994 Interações Espaciais	
	sem	com		sem	com		sem	com
Mirandela	881,89	881,60	Pombal	1005,07	999,15	Tabuaço	1039,79	1051,97
Mogadouro	1564,52	1570,98	Ponte da Barca	1764,70	1768,32	Tarouca	555,96	559,74
Moimenta da Beira	587,34	601,02	Ponte de Lima	653,21	650,24	Tavira	818,14	884,43
Moita	623,39	615,49	Ponte de Sôr	1041,71	1008,55	Terras de Bouro	1323,07	1347,12
Monção	643,24	651,56	Portalegre	1465,48	1426,30	Tomar	1275,78	1259,16
Monchique	823,18	891,91	Portel	515,11	530,20	Tondela	815,10	793,06
Mondim de Basto	483,52	488,42	Portimão	1600,12	1717,93	Torre de Moncorvo	758,04	773,43
Monforte	872,33	850,54	Porto	3064,62	3060,38	Torres Novas	1128,81	1104,76
Montalegre	1120,60	1129,71	Porto de Mós	1181,25	1162,88	Torres Vedras	1254,91	1266,56
Montemor-o-Novo	1004,96	1021,79	Póvoa de Lanhoso	718,78	730,20	Trancoso	791,61	805,63
Montemor-o-Velho	684,67	683,42	Póvoa de Varzim	1172,65	1180,32	Vagos	640,77	672,83
Montijo	1413,63	1381,04	Proença-a-Nova	757,81	766,55	Vale de Cambra	1249,78	1234,20
Mora	1004,33	983,37	Redondo	762,74	781,72	Valença	1039,84	1036,25
Mortágua	1015,75	995,52	Reguengos de Monsaraz	865,54	885,62	Valongo	905,98	908,20
Moura	739,65	741,85	Resende	384,91	392,57	Valpaços	425,98	432,32
Mourão	1177,85	1176,64	Ribeira de Pena	472,87	483,03	Vendas Novas	1229,24	1239,07
Murça	933,39	930,76	Rio Maior	1178,91	1240,50	Viana do Alentejo	837,66	857,67
Murtosa	654,73	691,38	Sabrosa	969,49	982,56	Viana do Castelo	1348,53	1325,34
Nazaré	823,75	835,55	Sabugal	693,04	708,48	Vidigueira	726,02	723,11
Nelas	907,33	876,75	Salvaterra de Magos	901,64	965,46	Vieira do Minho	726,32	745,92
Nisa	1045,29	1032,54	Santa Comba Dão	802,02	785,07	Vila de Rei	858,97	871,13
Óbidos	659,62	665,85	Santa Maria da Feira	1047,81	1026,38	Vila do Bispo	792,38	846,11
Odemira	656,56	686,31	Santa Marta de Penaguião	988,20	998,00	Vila do Conde	1055,70	1038,06
Oeiras	1563,83	1496,25	Santarém	1491,77	1567,51	Vila Flor	722,75	734,43
Oleiros	622,71	639,03	Santiago do Cacém	824,05	860,26	Vila Franca de Xira	1165,93	1119,50
Olhão	849,70	917,39	Santo Tirso	1206,52	1194,06	Vila Nova da Barquinha	1129,71	1132,45
Oliveira de Azeméis	1177,91	1153,88	São Brás de Alportel	903,69	987,18	Vila Nova de Cerveira	997,30	998,00
Oliveira de Frades	910,20	877,90	São João da Madeira	3141,38	3105,78	Vila Nova de Famalicão	1341,99	1328,73
Oliveira do Bairro	1041,77	1070,31	São João da Pesqueira	1280,57	1291,41	Vila Nova de Foz Côa	1913,83	1918,33
Oliveira do Hospital	1046,88	1033,46	São Pedro do Sul	654,43	644,19	Vila Nova de Gaia	1326,96	1314,81
Ourique	810,71	809,98	Sardoal	813,88	813,24	Vila Nova de Ourém	1138,32	1119,73
Ovar	1292,55	1317,06	Sátão	513,90	510,60	Vila Nova de Paiva	520,52	525,49
Paços de Ferreira	1018,55	997,07	Seia	1059,49	1022,75	Vila Nova de Poiares	971,13	959,65
Palmela	1180,94	1122,98	Seixal	921,83	892,36	Vila Pouca de Aguiar	617,57	618,05
Pampilhosa da Serra	985,27	994,66	Semancelhe	470,66	482,16	Vila Real	1276,14	1279,71
Paredes	887,65	873,81	Serpa	625,72	625,83	Vila Real de Santo António	1427,43	1536,65
Paredes de Coura	623,49	619,83	Sertã	1056,50	1062,92	Vila Velha de Ródão	1120,37	1100,19
Pedrógão Grande	1472,41	1481,48	Sesimbra	961,21	940,17	Vila Verde	613,24	640,79
Penacova	918,22	921,41	Setúbal	2014,46	1967,21	Vila Viçosa	1475,71	1465,91
Penafiel	834,22	818,56	Sever do Vouga	847,61	873,09	Vimioso	575,09	585,12
Penalva do Castelo	559,92	557,30	Silves	907,80	980,78	Vinhais	453,70	461,70
Penamacor	639,46	644,50	Sines	5683,30	5708,92	Viseu	1282,32	1247,85
Penedono	599,87	623,85	Sintra	1738,65	1698,08	Vouzela	777,07	754,51
Penela	614,77	618,56	Sobral Monte Agraço	955,61	971,99			
Peniche	903,66	915,80	Soure	644,15	644,04			
Peso da Régua	1552,02	1560,29	Sousel	806,17	819,10			
Pinhel	750,50	761,94	Tábua	803,56	802,85			

QUADRO 6

Resultados obtidos segundo estimação econométrica base, (sem consideração de interações espaciais) e com econometria espacial para as 28 regiões de Portugal continental, para o ano de 2000⁶

	PIB 2000 Interações Espaciais			PIB 2000 Interações Espaciais			PIB 2000 Interações Espaciais	
	sem	com		sem	com		sem	com
Abrantes	1689,87	1779,98	Benavente	2018,69	2117,64	Ferreira do Zêzere	1111,61	1183,92
Águeda	2430,00	2413,41	Bombarral	1351,95	1396,31	Figueira Castelo Rodrigo	939,13	970,22
Aguiar da Beira	938,48	971,20	Borba	1347,94	1429,95	Figueira da Foz	2070,75	2049,35
Alandroal	998,62	1063,81	Boticas	915,97	931,79	Figueiró dos Vinhos	1394,24	1430,01
Albergaria-a-Velha	1590,52	1597,69	Braga	2436,93	2408,09	Fornos de Algodres	1193,00	1218,06
Albufeira	2547,60	2616,92	Bragança	1807,17	1814,27	Freixo de Espada à Cinta	1034,97	1051,29
Alcácer do Sal	1408,05	1472,35	Cabeceiras de Basto	912,30	935,69	Fronteira	1186,43	1284,46
Alcanena	2033,19	2140,22	Cadaval	1179,39	1220,44	Fundão	1738,27	1786,89
Alcobaça	1979,29	2023,42	Caldas da Rainha	2138,97	2184,56	Gavião	948,49	1024,94
Alcochete	1311,47	1380,79	Caminha	1454,06	1428,99	Góis	1330,64	1365,53
Alcoutim	838,17	870,74	Campo Maior	1531,14	1659,58	Golegã	1253,49	1323,18
Alenquer	1902,93	1946,68	Cantanhede	1578,82	1572,21	Gondomar	1163,25	1143,01
Alfândega da Fé	821,82	837,31	Carrazeda de Ansiães	1159,33	1175,09	Gouveia	1400,18	1424,18
Alijó	1022,32	1037,76	Carregal do Sal	1202,66	1237,80	Grândola	1306,55	1366,88
Aljezur	1182,50	1233,52	Cartaxo	1497,74	1581,28	Guarda	2411,52	2441,84
Aljustrel	1101,44	1181,77	Cascais	2505,58	2612,32	Guimarães	2154,14	2097,27
Almada	2021,88	2105,68	Castanheira de Pêra	1097,58	1128,50	Idanha-a-Nova	1145,08	1167,75
Almeida	1368,85	1403,94	Castelo Branco	2236,43	2246,40	Ílhavo	1519,45	1529,68
Almeirim	1479,47	1562,25	Castelo de Paiva	1211,21	1233,84	Lagoa/Algarve	1831,47	1896,25
Almodôvar	1009,60	1083,43	Castelo de Vide	1600,51	1722,00	Lagos	1995,18	2060,56
Alpiarça	1067,10	1132,02	Castro Daire	1069,73	1104,00	Lamego	1347,54	1359,61
Alter do Chão	1270,33	1362,12	Castro Marim	777,52	817,80	Leiria	2394,98	2378,79
Alvaiázere	1190,06	1224,32	Castro Verde	3441,43	3556,05	Lisboa	7182,55	7323,54
Alvito	1071,44	1143,49	Celorico da Beira	1166,65	1201,72	Loulé	2408,40	2478,84
Amadora	2099,75	2194,27	Celorico de Basto	871,18	893,87	Loures	2151,37	2247,40
Amarante	1259,74	1281,29	Chamusca	1060,95	1125,67	Lourinhã	1242,70	1285,41
Amares	1268,77	1272,78	Chaves	1574,39	1580,90	Lousã	1595,23	1629,84
Anadia	1625,45	1633,51	Cinfães	1097,54	1119,65	Lousada	1351,80	1370,20
Ansião	1501,80	1537,08	Coimbra	2837,65	2805,69	Mação	1420,60	1436,79
Arcos de Valdevez	1060,42	1050,13	Condeixa-a-Nova	1201,51	1206,37	Macedo de Cavaleiros	1112,33	1126,28
Arganil	1691,75	1726,18	Constância	2593,09	2692,16	Mafra	1694,41	1739,71
Armamar	839,28	855,32	Coruche	1362,82	1440,90	Maia	2204,73	2138,85
Arouca	1170,76	1169,94	Covilhã	1822,53	1869,83	Mangualde	1900,87	1934,77
Arraiolos	1215,15	1286,94	Crato	1124,55	1212,17	Manteigas	1284,90	1319,11
Arronches	1098,64	1178,63	Cuba	888,91	950,52	Marco de Canavezes	1344,17	1364,62
Arruda dos Vinhos	1471,76	1516,85	Elvas	1606,92	1729,05	Marinha Grande	2130,03	2119,90
Aveiro	3115,23	3090,92	Entroncamento	2015,52	2120,03	Marvão	894,49	974,35
Avis	1320,57	1429,30	Espinho	2050,95	1995,75	Matosinhos	2122,45	2055,36
Azambuja	1975,65	2071,16	Esposende	1448,03	1448,06	Mealhada	1744,37	1749,16
Baião	755,89	778,03	Estarreja	1595,40	1604,48	Meda	1045,06	1077,24
Barcelos	1675,88	1666,65	Estremoz	1639,73	1729,31	Melgaço	1000,61	996,07
Barrancos	974,72	1020,59	Évora	2432,99	2538,29	Mértola	896,24	959,87
Barreiro	1690,98	1768,22	Fafe	1465,61	1444,98	Mesão Frio	853,70	869,84
Batalha	2248,52	2230,87	Faro	3307,02	3377,84	Mira	1145,80	1152,42
Beja	2233,56	2355,09	Felgueiras	2059,30	2065,78	Miranda do Corvo	1103,16	1136,42
Belmonte	1930,26	1979,74	Ferreira do Alentejo	1039,39	1114,80	Miranda do Douro	3080,68	3094,25

⁶ Para o cálculo do PIBpc para 2000 houve algumas alterações na metodologia pelo facto de alguns dos Ramos considerados especiais em 1994, deixarem de o ser em 2000. Foram também criados 3 novos concelhos em 2000 (Odivelas, Trofa, e Vizela).

QUADRO 6

Resultados obtidos segundo estimação econométrica base, (sem consideração de interações espaciais) e com econometria espacial para as 28 regiões de Portugal continental, para o ano de 2000⁶ (Cont.)

	PIB 2000 Interações Espaciais			PIB 2000 Interações Espaciais			PIB 2000 Interações Espaciais	
	sem	com		sem	com		sem	com
Mirandela	1368,63	1378,97	Pinhel	1220,95	1255,76	Tábua	1304,92	1339,37
Mogadouro	1709,51	1724,82	Pombal	2014,39	2006,88	Tabuaço	963,05	978,96
Moimenta da Beira	890,43	905,87	Ponte da Barca	1978,66	1966,51	Tarouca	864,43	879,79
Moita	966,58	1023,77	Ponte de Lima	1271,16	1249,13	Tavira	1432,49	1489,12
Monção	1161,49	1148,93	Ponte de Sôr	1525,48	1656,64	Terras de Bouro	1525,34	1537,88
Monchique	1241,06	1295,26	Portalegre	2185,10	2335,61	Tomar	1708,99	1800,33
Mondim de Basto	768,85	790,57	Portel	903,49	959,08	Tondela	1403,08	1438,36
Monforte	1121,78	1212,07	Portimão	2388,64	2457,60	Torre de Moncorvo	1054,50	1069,88
Montalegre	1581,85	1597,55	Porto	4677,72	4483,00	Torres Novas	1775,66	1871,08
Montemor-o-Novo	1709,99	1804,56	Porto de Mós	1799,90	1798,24	Torres Vedras	1938,66	1984,41
Montemor-o-Velho	1057,85	1064,27	Póvoa de Lanhoso	1606,33	1578,86	Trancoso	1345,38	1381,10
Montijo	1968,22	2053,97	Póvoa de Varzim	1757,39	1711,86	Trofa	1990,21	1941,55
Mora	1426,63	1545,86	Proença-a-Nova	1268,24	1284,12	Vagos	1258,02	1272,73
Mortágua	1385,67	1422,57	Redondo	1234,59	1308,01	Vale de Cambra	1885,24	1857,43
Moura	1078,15	1156,30	Reguengos de Monsaraz	1330,92	1407,22	Valença	1822,23	1778,89
Mourão	1955,89	2047,79	Resende	776,39	798,54	Valongo	1616,71	1575,34
Murça	1267,67	1282,21	Ribeira de Pena	779,72	801,62	Valpaços	683,94	699,66
Murtosa	1166,71	1185,07	Rio Maior	1764,37	1857,75	Vendas Novas	1611,06	1700,83
Nazaré	1339,60	1382,34	Sabrosa	907,47	923,25	Viana do Alentejo	1279,40	1355,67
Nelas	1773,06	1807,66	Sabugal	1220,97	1256,88	Viana do Castelo	2181,35	2119,72
Nisa	1363,31	1452,88	Salvaterra de Magos	1221,10	1295,78	Vidigueira	935,93	1002,16
Óbidos	932,41	969,72	Santa Comba Dão	1216,23	1250,40	Vieira do Minho	863,00	864,72
Odemira	1223,38	1285,61	Santa Maria da Feira	1778,09	1751,14	Vila de Rei	1004,71	1023,93
Odivelas	1675,11	1754,71	Santa Marta de Penaguião	836,07	851,79	Vila do Bispo	1229,30	1279,35
Oeiras	3056,62	3172,48	Santarém	2055,76	2149,48	Vila do Conde	1715,79	1668,11
Oleiros	1015,32	1033,34	Santiago do Cacém	1389,38	1454,63	Vila Flor	996,51	1012,10
Olhão	1287,39	1342,40	Santo Tirso	2045,80	1994,66	Vila Franca de Xira	2110,85	2205,21
Oliveira de Azeméis	1888,53	1859,58	São Brás de Alportel	1254,06	1310,82	Vila Nova da Barquinha	1794,17	1840,31
Oliveira de Frades	1576,94	1612,01	São João da Madeira	3883,32	3765,83	Vila Nova de Cerveira	1850,27	1807,71
Oliveira do Bairro	1748,23	1752,20	São João da Pesqueira	1030,27	1046,22	Vila Nova de Famalicão	2029,10	1978,49
Oliveira do Hospital	1568,16	1602,75	São Pedro do Sul	1031,62	1065,29	Vila Nova de Foz Côa	1210,60	1226,32
Ourique	1173,04	1252,54	Sardoal	1205,80	1272,32	Vila Nova de Gaia	1741,79	1698,85
Ovar	2008,11	2005,44	Sátão	998,39	1031,72	Vila Nova de Ourém	1992,09	2103,09
Paços de Ferreira	1755,13	1768,49	Seia	1535,73	1557,99	Vila Nova de Paiva	694,53	720,04
Palmela	1760,49	1844,16	Seixal	1172,14	1238,51	Vila Nova de Poiares	1406,32	1440,42
Pampilhosa da Serra	1191,92	1226,15	Semancelhe	965,89	981,11	Vila Pouca de Aguiar	1103,92	1117,33
Paredes	1493,36	1510,80	Serpa	1004,63	1075,37	Vila Real	1978,18	1978,83
Paredes de Coura	1303,15	1285,12	Sertã	1398,34	1412,88	Vila Real de Santo António	1864,12	1928,72
Pedrógão Grande	1541,36	1575,66	Sesimbra	1344,23	1416,33	Vila Velha de Ródão	1307,04	1329,13
Penacova	1270,63	1279,93	Setúbal	2415,74	2508,56	Vila Verde	1078,03	1085,64
Penafiel	1574,54	1591,81	Sever do Vouga	1268,84	1283,32	Vila Viçosa	1938,37	2037,43
Penalva do Castelo	938,93	972,34	Silves	1500,83	1560,76	Vimioso	899,60	915,46
Penamacor	1100,73	1124,05	Sines	2636,45	2716,06	Vinhais	637,44	652,18
Penedono	707,51	723,59	Sintra	1952,07	2041,34	Viseu	2182,29	2215,56
Penela	1110,57	1142,98	Sobral Monte Agraço	1128,70	1170,69	Vizela	1092,48	1085,78
Peniche	1258,15	1299,79	Soure	1005,64	1014,01	Vouzela	1244,92	1279,94
Peso da Régua	1691,66	1700,01	Sousel	1101,52	1171,07			

A CONVERGÊNCIA DA PRODUTIVIDADE NAS REGIÕES NUTS III DE PORTUGAL CONTINENTAL O EFEITO DA ESTRUTURA REGIONAL DE EMPREGO

Luís Peres Lopes - Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra - perlopes@fe.uc.pt

RESUMO:

No presente artigo, começamos por analisar a produtividade do trabalho a um nível sectorial e agregado, das regiões NUTS III de Portugal Continental, na década de 90. Posteriormente testamos as hipótese de convergência regional, seguindo alguns dos trabalhos empíricos de referência. Os nossos resultados mostram que houve uma convergência regional da produtividade do trabalho a um nível agregado, mas a um nível mais desagregado há sectores e ramos em que tal não se verificou. Por esta razão, pensamos que os resultados podem ser explicados pela alteração da estrutura regional de emprego, causada pela mobilidade de emprego entre os ramos. Estimámos os efeitos da alteração da estrutura regional de emprego e concluímos que a mobilidade de emprego foi favorável à convergência regional da produtividade.

Palavras-chave: Convergência regional, produtividade, estrutura regional de emprego, NUTS III.

ABSTRACT:

In this article, we analyse the labour productivity levels at both sectorial and aggregate level in the NUTS III regions of the Portuguese Mainland in the 90s. We test the hypothesis of regional convergence, following the main empirical works. Our results show that although there was a regional convergence on an aggregate level, there are sectors and branches where there are no signs of regional convergence. We think that this may be explained by changes in the regional employment structure, caused by the labour mobility between branches. We have estimated the effects of the changes of the regional employment structure and have concluded that the labour mobility has benefited the regional convergence of labour productivity.

Keywords: Regional convergence, productivity, regional employment structure, NUTS III.

1. INTRODUÇÃO*

A convergência económica a nível regional e a nível nacional é um objectivo das políticas económicas nacionais e da União Europeia, tendo sido criados programas para promover o crescimento e a convergência das regiões menos favorecidas. No entanto, nem sempre a convergência regional da produtividade é uma consequência natural das políticas económicas adoptadas, devendo, portanto, procurar compreender-se as suas causas e mecanismos.

Neste quadro, só recentemente se começou a analisar a convergência na sua dimensão sectorial e a estudar os efeitos das alterações da estrutura regional de emprego. Os estudos eram geralmente efectuados a um nível agregado, ignorando a importância da dimensão sectorial e da estrutura regional de emprego para o conhecimento e a compreensão dos mecanismos de convergência.

Pretendemos, por esta razão, estudar os processos de convergência da produtividade do trabalho nas regiões NUTS III de Portugal Continental, introduzindo a dimensão sectorial e a estrutura produtiva regional. Numa primeira fase, fazemos uma análise descritiva da evolução da produtividade do trabalho. Posteriormente, estudamos os processos de convergência regional, também na sua dimensão sectorial, e os efeitos das alterações da estrutura sectorial do emprego.

1.1 A BASE DE DADOS E ALGUMAS NOTAS METODOLÓGICAS

No presente trabalho, vamos considerar as vinte e oito regiões NUTS III de Portugal Continental, durante o período de 1990 a 1999, e um conjunto de vinte e dois ramos, agrupados em quatro sectores, que apresentamos no anexo 1¹. Para o estudo do processo de convergência regional, utilizamos, como conceito de produtividade, o valor acrescentado por trabalhador². O valor acrescentado é o contributo produtivo de cada ramo para a riqueza nacional e o emprego refere-se ao emprego total, que inclui o trabalho por conta de outrem e o trabalho por conta própria. Para estas variáveis utilizámos como fonte as Contas Regionais do INE. Dado que no ano de 1995 houve mudança na base das Contas Regionais, procedemos à colagem das duas séries, tendo como referência a base de 1995. Como o valor acrescentado das Contas Regionais está a preços correntes, utilizámos ainda o índice de preços implícitos do PIB, obtido a partir das Contas Nacionais, para o deflacionar e o calcular a preços constantes de 1995. Ou seja, tal como noutros estudos, assumimos que não existem diferenças de preços entre as diferentes regiões e entre os diferentes ramos e sectores, o que pode introduzir alguns enviesamentos nos nossos resultados.

* Agradecemos os comentários e as sugestões da Prof.^a Doutora Margarida Proença de Almeida, do Prof. Doutor Pedro Ramos e dos avaliadores externos. A responsabilidade por quaisquer erros ou omissões é nossa.

¹ Da nossa base, decidimos excluir os ramos com especificidades muito próprias e que, conseqüentemente, apresentam valores desmesurados da produtividade. Os ramos excluídos foram: o petróleo e produtos petrolíferos; a electricidade, gás e água; as indústrias extractivas; os seguros; as actividades imobiliárias; os serviços anexos aos transportes; e os outros serviços.

² Por não dispormos de dados sobre o stock de capital, considerámos apenas a produtividade deste factor.

2. AS DIFERENÇAS REGIONAIS NA PRODUTIVIDADE

Começaremos por estudar a produtividade do trabalho nas regiões NUTS III, no conjunto dos sectores. Na figura 1 estão representadas as diferenças da produtividade de cada região NUTS III de Portugal Continental relativamente à média nacional, nos anos de 1990 e 1999, no total dos sectores. A comparação das diferenças da produtividade relativamente à média nestes dois anos, pode indicar-nos a existência de possíveis processos de convergência.

No conjunto dos sectores, em 1990 apenas seis regiões tinham uma produtividade superior à média. No período considerado, duas delas aumentaram o seu avanço, a Lezíria do Tejo e a Península de Setúbal; duas diminuíram esse avanço, a região líder, a Grande Lisboa, e o Grande Porto; e as restantes

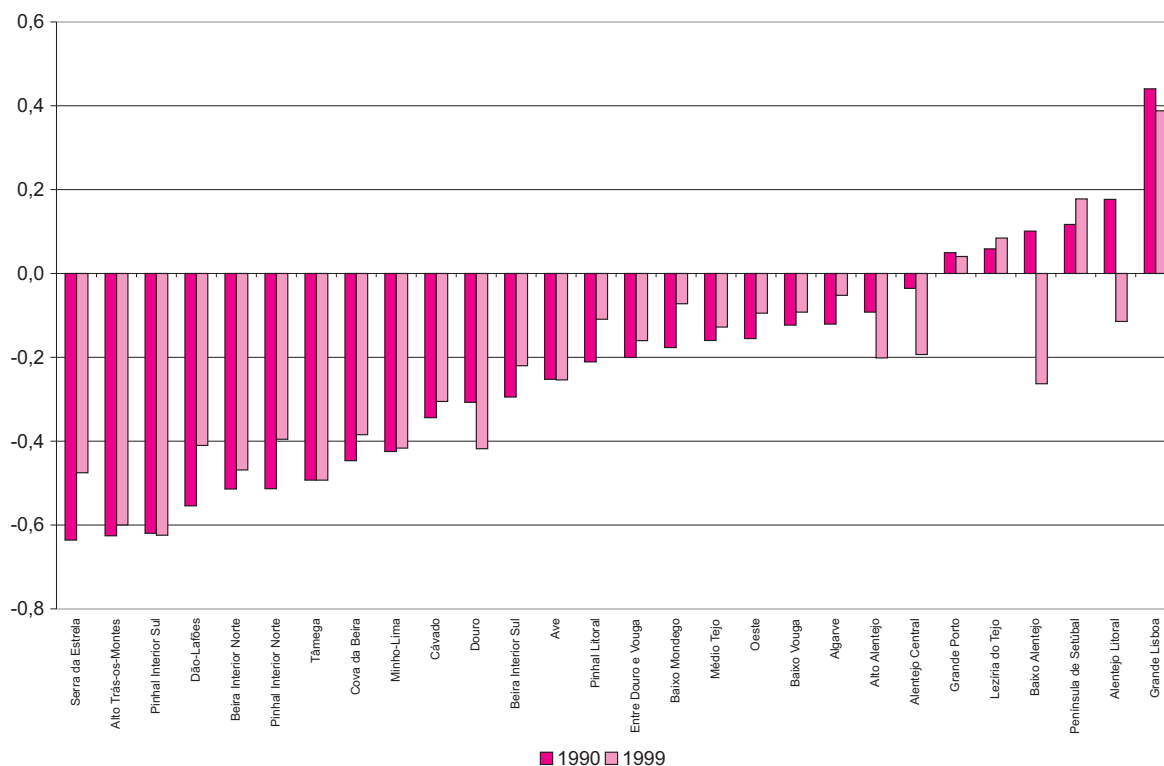
duas passaram a ter uma produtividade inferior à média nacional, o Alentejo Litoral e o Baixo Alentejo. Das vinte e duas regiões que, em 1990, tinham uma produtividade inferior à média, dezasseis recuperaram parte do atraso, mas nenhuma delas passou a ter uma produtividade superior à média. Consequentemente, em 1999, apenas quatro regiões tinham uma produtividade do trabalho superior à média.

A dinâmica da produtividade do trabalho indica consequentemente que terá havido um processo de convergência, uma vez que, na maior parte das regiões, a diferença da produtividade relativamente à média nacional diminuiu.

Na figura 2 estão representadas as diferenças da produtividade relativamente à média nacional, para cada região NUTS III, nos anos de 1990 e 1999, mas na indústria transformadora.

FIGURA 1

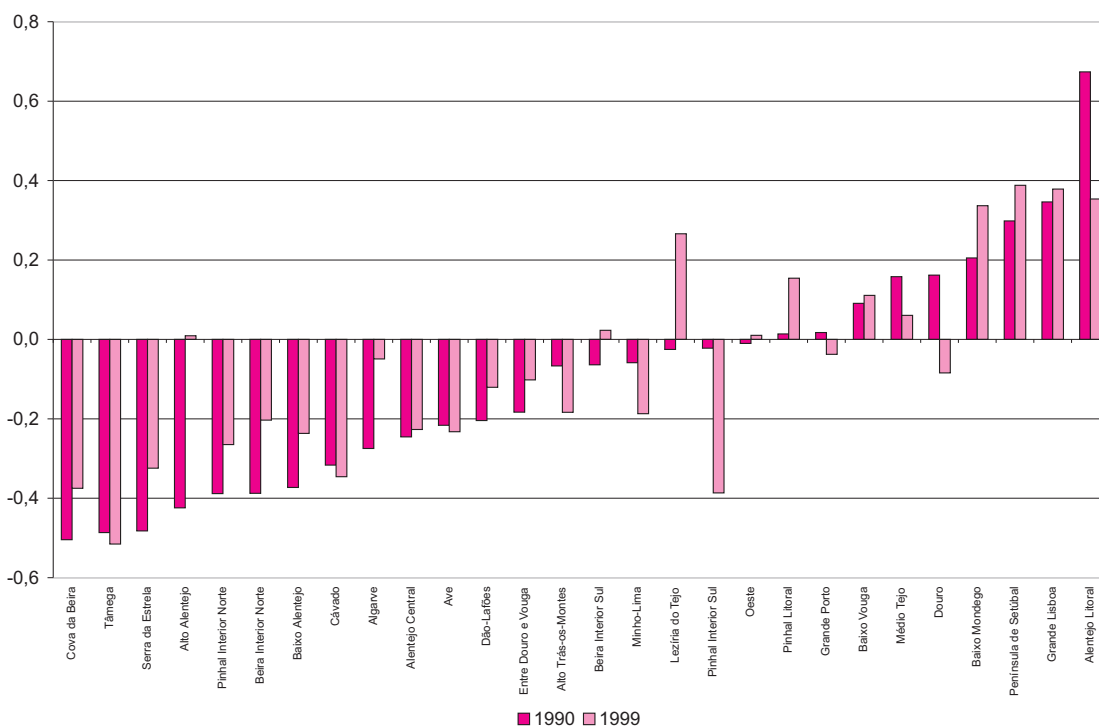
Diferenças da produtividade em relação à média. Total.
(logaritmos; ordem crescente de 1990)



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

FIGURA 2

Diferenças da produtividade em relação à média. Indústria Transformadora.
(logaritmos; ordem crescente de 1990)



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

A região do Alentejo Litoral era, em 1990, a região com a maior produtividade do trabalho na indústria transformadora. No entanto, na década de 90, a diferença entre a produtividade mais elevada e a produtividade média diminuiu consideravelmente passando a região mais produtiva a ser a Península de Setúbal.

Das dezanove regiões que em 1990 tinham uma produtividade inferior à média, nove recuperaram parte do atraso e três passaram a ter uma produtividade superior à média. Das nove regiões que tinham uma produtividade superior à média, três perderam parte do avanço e duas passaram a ter uma produtividade inferior à média.

Deve destacar-se, igualmente, a evolução favorável da produtividade na região do Alto Alentejo, da

Lezíria do Tejo, do Algarve, da Beira Interior Norte e do Pinhal Litoral e a evolução desfavorável no Pinhal Interior Sul e no Douro.

Na indústria transformadora, a produtividade do trabalho aproximou-se da média nacional em catorze regiões, tendo a vantagem da região mais produtiva baixado consideravelmente enquanto a diferença entre a menor produtividade do trabalho e a produtividade média aumentou. A evolução da produtividade do trabalho na indústria transformadora aponta assim para uma convergência regional, ainda que em algumas das regiões a produtividade tenha divergido claramente da média nacional.

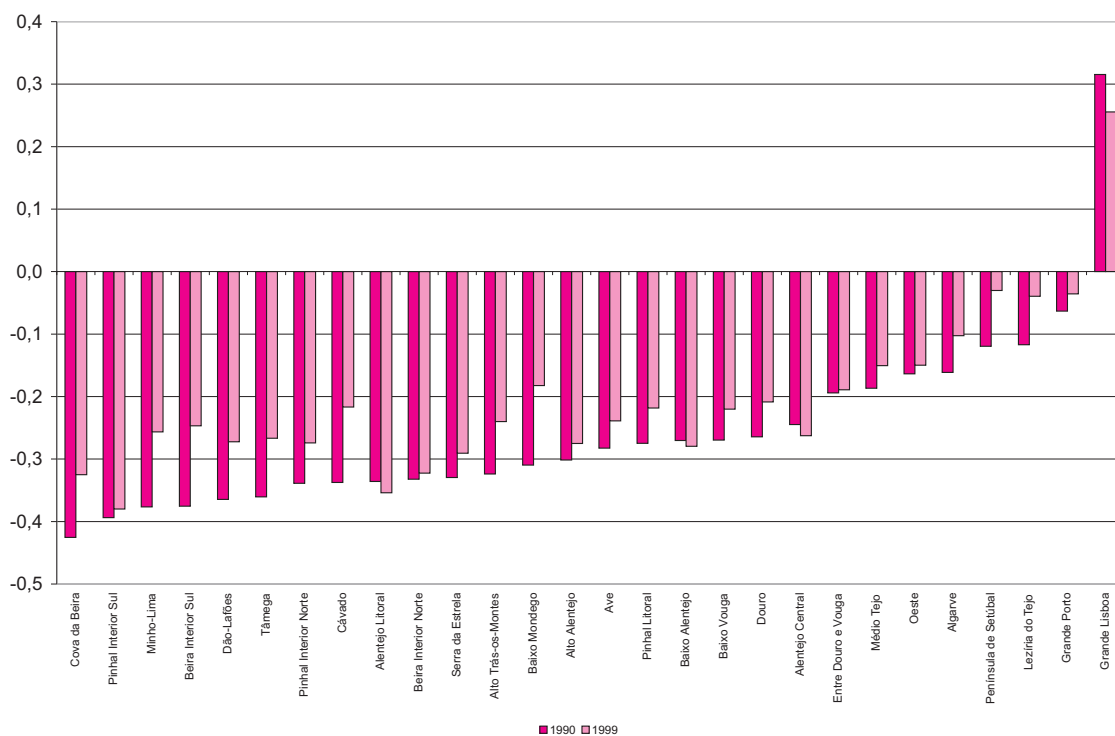
No sector dos serviços, deve salientar-se que apenas uma região, a Grande Lisboa, tem uma produtividade superior à média de Portugal Continental, como se

pode ver na figura 3. A produtividade média é, assim, condicionada fortemente pela concentração dos serviços na região da Grande Lisboa³ e também pela elevada produtividade do trabalho nesta região.

A produtividade da região líder, relativamente à média nacional, diminuiu e com a excepção de apenas três regiões, Alentejo Litoral, Baixo Alentejo e Alentejo Central, pertencentes ao Alentejo, todas as outras reduziram a diferença relativamente à média. Consequentemente, neste período, a evolução da produtividade foi favorável à convergência regional no sector dos serviços.

Analisando a evolução da produtividade do trabalho no sector primário, na figura 4, concluímos que a diferença da produtividade relativamente à média nacional aumentou na maior parte das regiões. Podemos também ver que os grupos de regiões com produtividade superior e inferior à média se mantêm, apenas com a excepção da Beira Interior Sul, que, em 1999 tinha uma produtividade superior à média. Das restantes regiões com produtividade inferior à média, apenas três recuperaram parte do atraso verificado em 1990, a Serra da Estrela, o Pinhal Interior Norte

FIGURA 3
Diferenças da produtividade em relação à média. Serviços.
(logaritmos; ordem crescente de 1990)

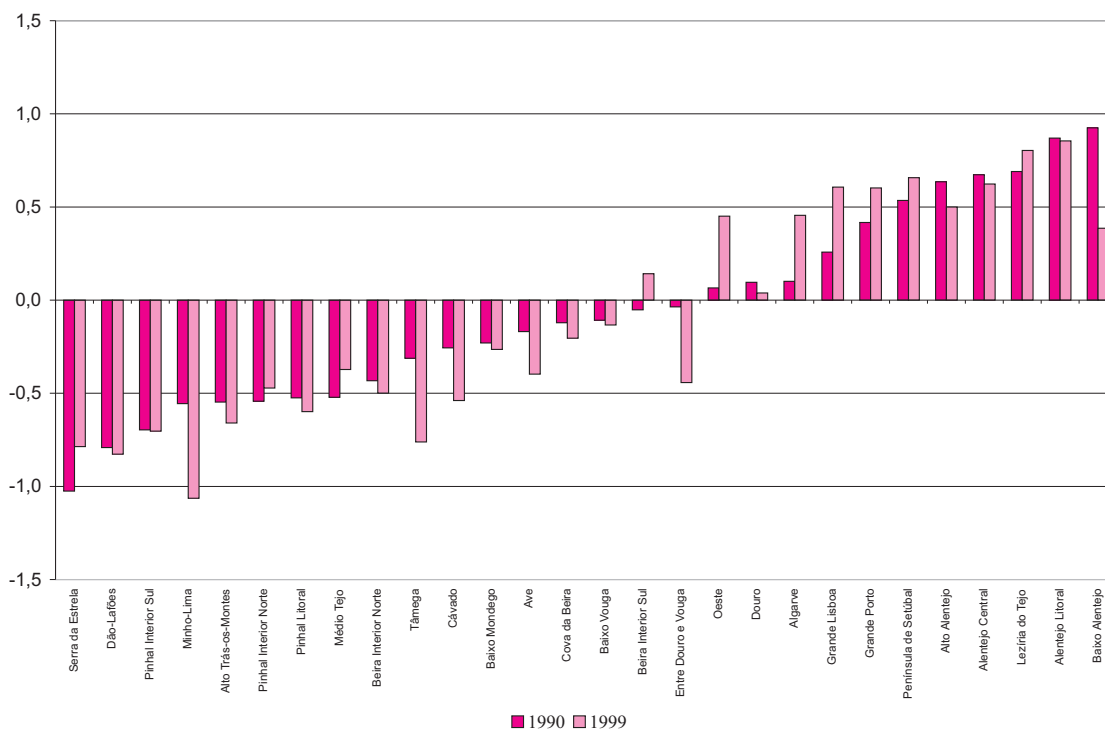


Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

³ No período considerado e em média, no sector dos serviços, a região da Grande Lisboa contribuiu para a formação de 41% do valor acrescentado bruto de Portugal Continental, com apenas 33% do emprego total.

FIGURA 4

Diferenças da produtividade em relação à média. Sector Primário.
(logaritmos; ordem crescente de 1990)



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

e Médio Tejo. Das onze regiões mais produtivas em 1990, seis aumentaram o seu avanço e as restantes cinco perderam parte dele.

O Baixo Alentejo tinha, em 1990, a maior produtividade do trabalho no sector primário, o que explica a elevada produtividade média global desta região, como se pôde ver na figura 1, uma vez que nos outros três sectores é inferior à média. No período considerado, no sector primário, a diferença entre a produtividade nesta região e a produtividade média baixou consideravelmente, deixando de ser a região com a maior produtividade, o que explica também a redução significativa na sua produtividade média global.

A evolução da produtividade do trabalho no sector da construção, tal como se vê na figura 5, é consideravelmente heterogénea. Das vinte e duas

regiões que em 1990 tinham uma produtividade inferior à média, dezassete recuperaram parte do atraso, oito atrasaram-se ainda mais e apenas uma passou a ter uma produtividade superior à média. Das seis regiões que em 1990 tinham uma produtividade superior à média, duas aumentaram o seu avanço, apenas duas o reduziram e outras duas passaram a ter uma produtividade inferior à média.

De referir também que todas as regiões do Alentejo registaram diminuições especialmente significativas da sua produtividade relativamente à média nacional entre 1990 e 1999; incluindo as que, em 1990, tinham uma produtividade superior à média, ou seja, o Alentejo Litoral e o Alentejo Central.

FIGURA 5

Diferenças da produtividade em relação à média. Construção.
(logaritmos; ordem crescente de 1990)

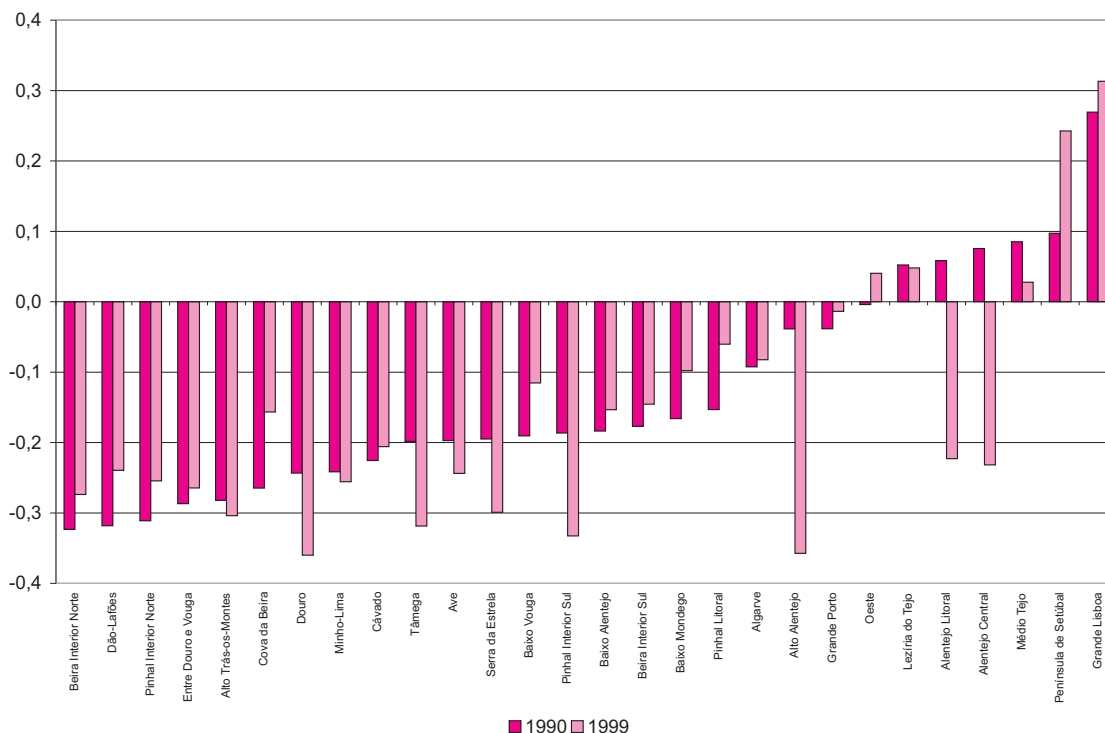
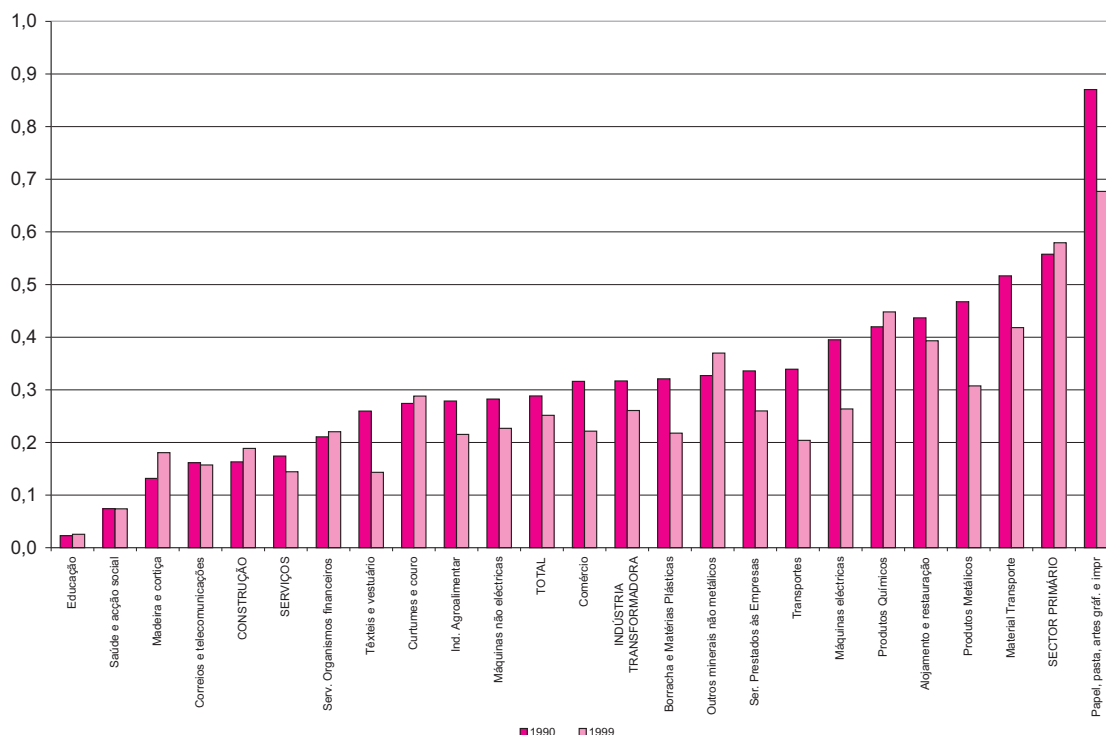


FIGURA 6

Diferenças da produtividade em relação à média. Regiões NUTS III.
(logaritmos; ordem crescente de 1990)



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

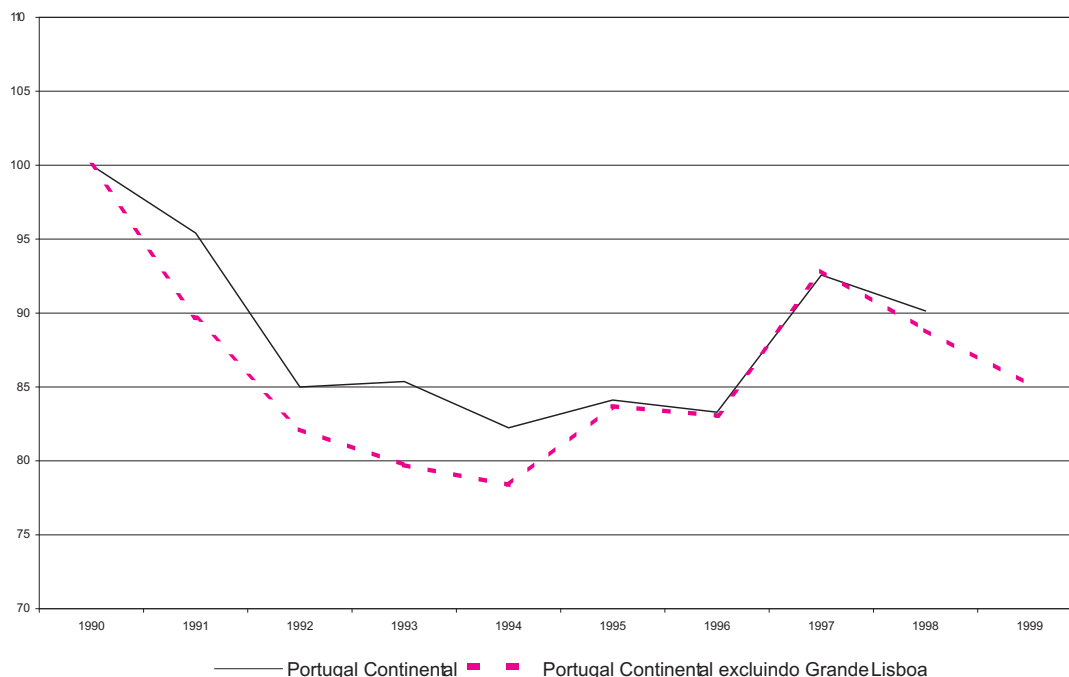
Na construção e nos ramos dos serviços, as diferenças na produtividade são reduzidas, tal como era de esperar, pois não há desigualdade significativas nas técnicas utilizadas sendo a especialização regional em serviços relativamente baixa, tal como salienta Kim (1997). Os ramos com os maiores coeficientes de dispersão são: o papel, pasta, artes gráficas e impressão; o material de transporte; e o ramo dos produtos metálicos. Estes resultados são também esperados, dada a relativa especialização e a sua concentração regional.

No que respeita à convergência sigma, começamos por estudar, a partir da figura 7, a evolução do coeficiente de variação da produtividade de duas séries: uma construída a partir das vintes e oito regiões NUTS III de Portugal Continental, no

conjunto da economia, e a outra construída a partir das mesmas regiões exceptuando a Grande Lisboa, com o objectivo de excluir o efeito da elevada produtividade nesta região.

No período de 1990-1999, registou-se uma diminuição da dispersão da produtividade, verificando-se um processo de convergência sigma. Podem distinguir-se três períodos: até 1994, o coeficiente de variação diminui; de 1994 a 1997 há um aumento da dispersão da produtividade; e o período posterior a 1997, em que se assiste novamente a uma diminuição da dispersão.

FIGURA 7
Evolução da dispersão da produtividade. Total.
(coeficiente de variação, 1990=100)



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

Podemos observar que a evolução deste coeficiente é muito semelhante nas duas séries, apesar de a dispersão ter diminuído relativamente mais na série de Portugal Continental sem a região da Grande Lisboa.

Na figura 8 temos a evolução do coeficiente de variação na produtividade do trabalho na indústria transformadora, em quatro séries: Portugal Continental e Portugal Continental excluindo respectivamente a região da Grande Lisboa, do Alentejo Litoral e da Península de Setúbal. Considerámos estas séries novamente para excluir o efeito da produtividade elevada em cada uma destas regiões, uma vez que eram as que tinham as produtividades mais elevadas neste sector nos anos de 1990 e 1999.

No período considerado, verificamos que houve um processo de convergência sigma em Portugal Continental, pois o coeficiente de variação diminuiu aproximadamente 17%.

Podemos também concluir, que a região do Alentejo Litoral, a região com a maior produtividade do trabalho na indústria transformadora no ano de 1990 e com a terceira maior produtividade em 1999, contribuiu para uma convergência mais rápida da produtividade industrial no conjunto das regiões. De facto, quando se exclui esta região no cálculo do coeficiente de variação da produtividade, este é ligeiramente superior a 100 no final do período, o que mostra um processo de divergência, ainda que não seja significativo. Pelo contrário, as regiões da Grande Lisboa e da Península de Setúbal contribuíram para uma menor convergência das produtividades, uma vez que, quando se exclui cada uma destas regiões, a redução do coeficiente de variação é superior.

No sector dos serviços, tal como podemos constatar na figura 9, o coeficiente de dispersão das produtividades em Portugal Continental reduziu-se aproximadamente 18%, ou seja, houve um processo

de convergência sigma. A redução foi significativa até 1992, tendo posteriormente estabilizado. No entanto, quando se exclui a Grande Lisboa, o coeficiente de dispersão no final do período é aproximadamente 2% superior ao do início e, conseqüentemente, há divergência. Note-se que a região da Grande Lisboa é, como já se referiu, a única região com produtividade superior à média e que, no período considerado, perdeu parte da sua vantagem. Dado o elevado peso relativo desta região neste sector, a diminuição da produtividade desta região relativamente à média nacional contribuiu significativamente para a diminuição da dispersão, ou seja, para a convergência sigma. Quando se exclui esta região, a dispersão das produtividades aumenta.

Na figura 10 podemos analisar a evolução do coeficiente de dispersão no sector primário em Portugal Continental⁴. Pode concluir-se que houve

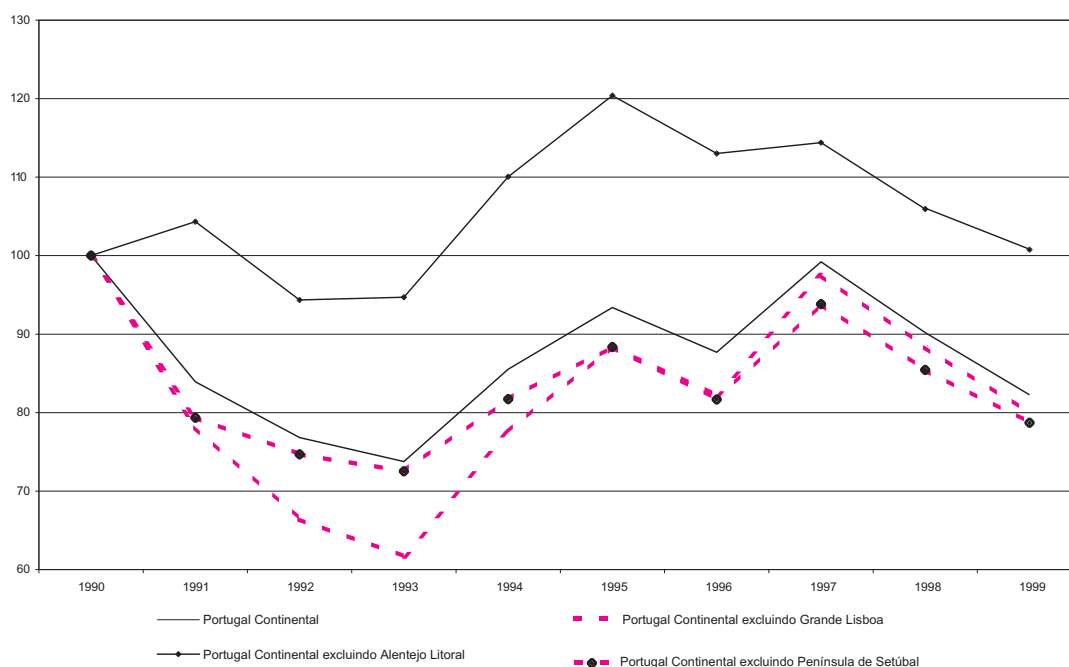
um processo de divergência das produtividades no período considerado. No entanto, este processo ocorreu entre 1994 e 1997 tendo-se reduzido o coeficiente de variação até 1994, assim como depois de 1997.

No sector da construção, saliente-se, tal como se pode ver na figura 11, as fortes variações que ocorreram nos anos de 1996 a 1998, na dispersão da produtividade.

A dispersão da produtividade é, em 1999, aproximadamente 15% superior à inicial, quer se considere ou não a região da Grande Lisboa, a região com a maior produtividade do trabalho nos anos de 1990 e 1999.

De acordo com os resultados anteriores, podemos então concluir que se a um nível agregado se verificou

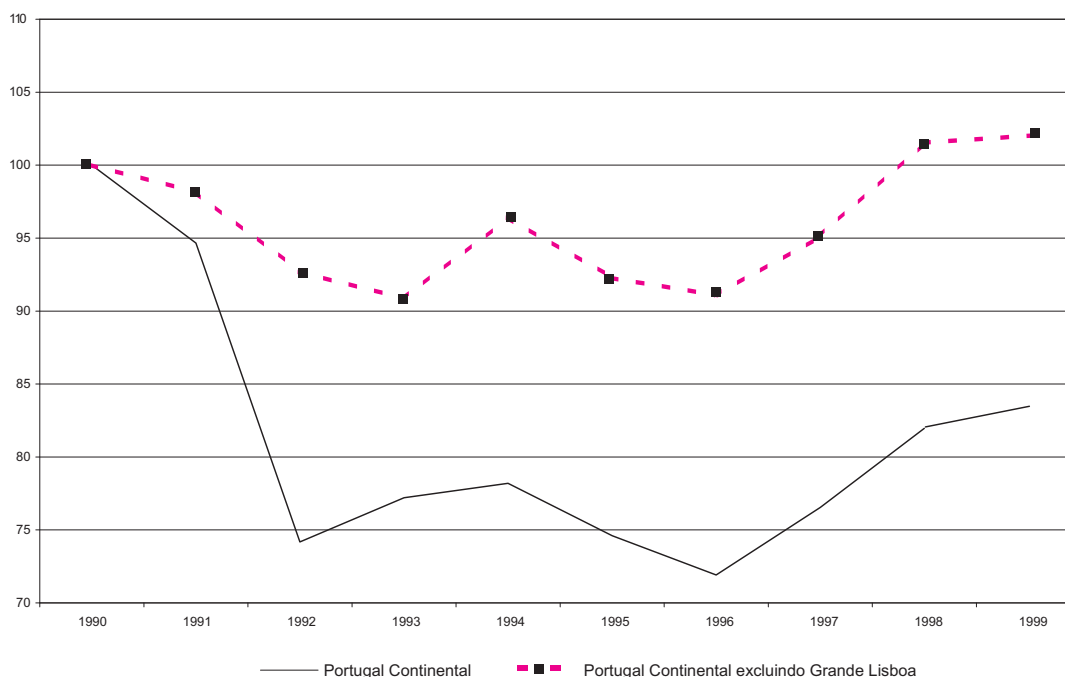
FIGURA 8
Evolução da dispersão da produtividade. Industria Transformadora.
(coeficiente de variação, 1990=100)



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

⁴ Não considerámos outras séries, uma vez que não há nenhuma região com uma produtividade claramente superior às outras, tal como se pode ver na figura 4.

FIGURA 9
Evolução da dispersão da produtividade. Serviços.
(coeficiente de variação, 1990=100)



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

um processo de convergência sigma, quando utilizamos um nível mais desagregado apenas existe convergência na indústria transformadora e nos serviços, uma vez que no sector primário e na construção se verificou um processo de divergência. Refira-se ainda que a evolução da produtividade do Alentejo Litoral, na indústria transformadora, e da Grande Lisboa, nos serviços, condicionou a evolução da dispersão das produtividades tendo contribuído para uma convergência regional.

4. A CONVERGÊNCIA BETA ABSOLUTA

Depois de analisarmos os processos de convergência sigma, vamos agora estudar os processos de convergência beta absoluta no período 1990-1999.

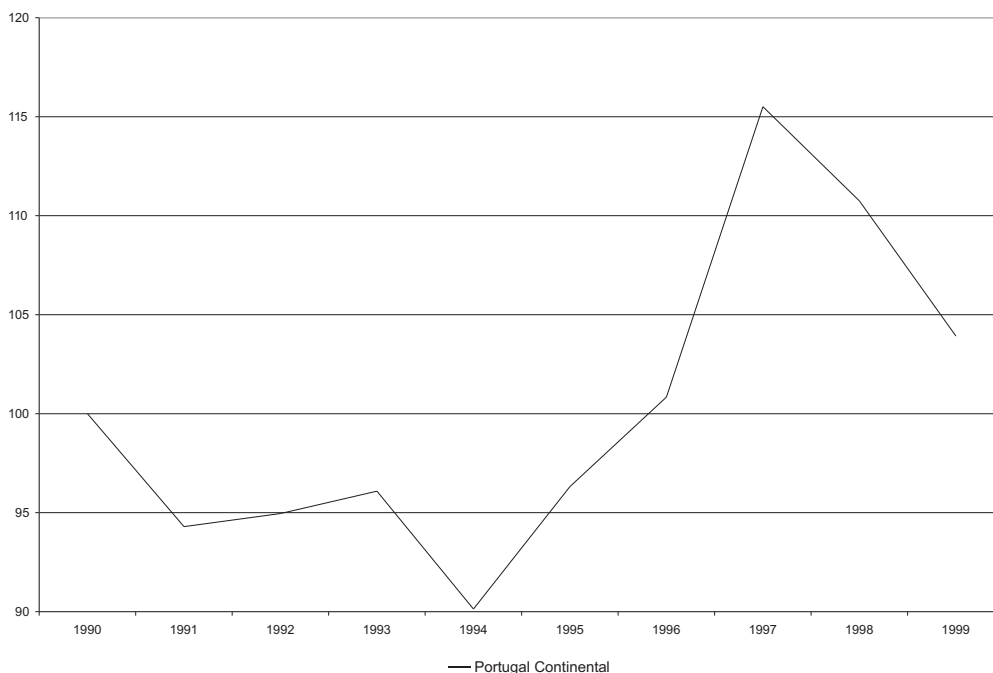
Para o efeito, iremos utilizar a equação de convergência básica seguinte:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{Y_{r,T}}{Y_{r,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(Y_{r,0}) + \varepsilon_r \quad (1)$$

sendo a variável independente a taxa de crescimento da produtividade entre o período 0 e T, na região r e $Y_{r,0}$ o nível de produtividade inicial na região r. Há convergência beta, quando na estimação desta equação o parâmetro β é negativo e estatisticamente significativo, o que significa que as regiões com um menor nível de produtividade inicial crescem mais rapidamente que as regiões com um maior nível de produtividade inicial.

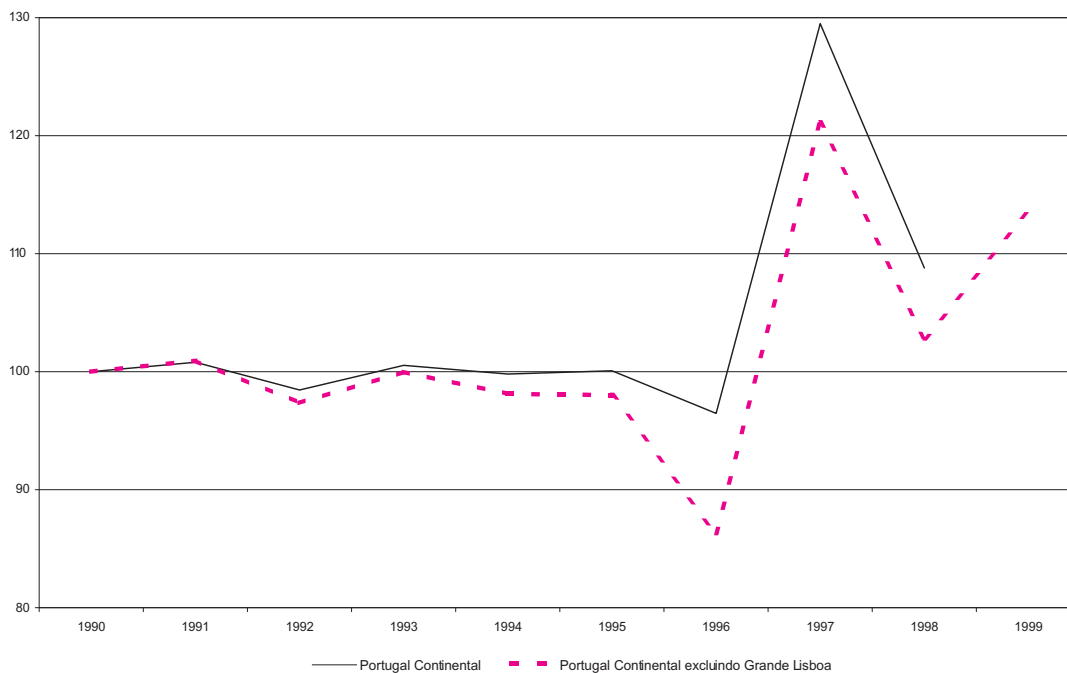


FIGURA 10
Evolução da dispersão da produtividade. Sector Primário.
(coeficiente de variação, 1990=100)



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

FIGURA 11
Evolução da dispersão da produtividade. Construção.
(coeficiente de variação, 1990=100)



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

Nesta equação, o parâmetro β , está correlacionado com a taxa de convergência anual, β' , pois⁵:

$$\beta' = -\frac{\ln(1 + T\beta)}{T} \quad (2)$$

No quadro 1 apresentamos os resultados das estimações da equação (1), no total da economia e em cada um dos sectores e ramos, em dois casos: Portugal Continental e Portugal Continental com a exclusão da Grande Lisboa, a região com a maior produtividade do trabalho. As nossas estimações, indicam uma convergência da produtividade do trabalho no total dos sectores produtivos entre as vinte e oito regiões NUTS III portuguesas.

No conjunto dos sectores, o coeficiente de convergência estimado é estatisticamente significativo, a que corresponde uma taxa de convergência de 2,81% ao ano, tendo o coeficiente de variação diminuído 13% no período considerado. Contudo, ao nível de cada um dos sectores e ramos há diferenças significativas. Quando utilizamos uma desagregação a quatro sectores, apenas os coeficientes de convergência estimados na indústria transformadora e nos serviços são estatisticamente significativos, correspondendo a taxas de convergência anual de 3,97% e 2,09%, respectivamente. Ao nível dos ramos, os resultados obtidos são heterogéneos, e, em alguns casos, não têm significância estatística. As maiores taxas de convergência estimadas foram obtidas nos ramos dos têxteis e vestuário, máquinas não eléctricas e borrachas e matérias plásticas. As menores taxas de convergência foram estimadas nos ramos dos serviços dos organismos financeiros, comércio, e papel, pasta, artes gráficas e impressão.

Nos ramos da indústria transformadora, com a excepção da madeira e cortiça e outros minerais

não metálicos, em que as taxas obtidas não têm significância estatística, as taxas de convergência estimadas são sempre superiores à taxa de convergência do sector, que foi de 3,97%. De igual forma, as taxas de convergência estimadas nos ramos dos serviços, exceptuando também as que não têm significância estatística, são todas superiores à taxa de convergência obtida no sector dos serviços, que foi de 2,09%.

De um ponto de vista espacial, concluímos que, no conjunto dos sectores, a velocidade de convergência regional aumenta se excluirmos a região com maior produtividade, diminuindo relativamente mais o coeficiente de variação. De facto, ao se excluir esta região, a velocidade de convergência anual estimada sobe de 2,81% para 3,41% tendo o coeficiente de variação baixado aproximadamente 15%. Por outras palavras, a convergência entre as regiões é mais forte quando se exclui a região com a maior produtividade.

A análise dos processos de convergência ao nível dos sectores e dos ramos, permite-nos igualmente concluir que, genericamente, os coeficientes de convergência são também superiores quando se exclui da base a região Grande Lisboa.

Refira-se ainda que nos ramos dos curtumes e couro, produtos químicos, serviços de organismos financeiros e educação, apesar de termos estimado taxas de convergência beta estatisticamente significativas, os coeficientes de variação aumentaram, o que significa que a convergência beta não correspondeu uma convergência sigma. O mesmo se verifica no sector da construção, quando se exclui a região da Grande Lisboa. Em todos estes casos, estimámos taxa anuais de convergência entre os 3,56% e 11,15%, tendo, no entanto, o coeficiente de variação aumentado entre os 2,5% e 13,5%.

⁵ Ver Barro e Sala-i-Martin (1992).

Os nossos resultados permitem-nos concluir então que, considerando o total dos sectores produtivos, se verificou um processo de convergência da produtividade do trabalho entre as vinte e oito regiões NUTS III portuguesas, durante o período 1990-1999. No entanto, este processo de convergência, a um

nível agregado, disfarça as diferenças significativas que se encontram numa análise ao nível dos sectores e dos ramos.

Concluimos ainda que, genericamente, a convergência regional da produtividade é mais forte

QUADRO 1
Convergência β e σ das produtividades das regiões NUTS III, 1990-1999.

	Portugal Continental			Portugal Continental		
	Com Grande Lisboa			Sem Grande Lisboa		
	Coefficiente de convergência	Taxa de Convergência anual	Coefficiente de variação (1990=100)	Coefficiente de convergência	Taxa de Convergência anual	Coefficiente de variação (1990=100)
Total	-0,0248 (-3,05) [0,005]	2,81%	87,2	-0,0294 (-3,18) [0,004]	3,41%	85,1
Sector Primário	0,0005 (0,05) [0,959]	-0,05%	103,9	-0,0014 (-0,14) [0,894]	0,14%	103,1
Indústria Transformadora	-0,0334 (-2,92) [0,007]	3,97%	82,3	-0,0367 (-30,05) [0,005]	4,46%	79,9
Indústria agroalimentar	-0,0711 (-5,96) [0,000]	11,36%	77,2	-0,0787 (-7,31) [0,000]	13,67%	62,5
Têxteis e vestuário	-0,0827 (-10,56) [0,000]	15,16%	55,2	-0,0827 (-10,13) [0,000]	15,16%	56,4
Curtumes e couro	-0,0662 (-2,43) [0,024]	10,05%	105,1	-0,0704 (-2,53) [0,019]	11,15%	102,5
Madeira e cortiça	-0,0166 (-0,72) [0,475]	1,80%	137,1	-0,0195 (-0,87) [0,391]	2,15%	132,2
Papel, pasta, artes gráficas e impressão	-0,0434 (-8,96) [0,000]	5,51%	77,8	-0,0436 (-8,8) [0,000]	5,54%	77,9
Produtos químicos	-0,0565 (-3,45) [0,002]	7,89%	106,7	-0,0575 (-3,46) [0,002]	8,11%	106,5
Borracha e matérias plásticas	-0,0752 (-5,16) [0,000]	12,55%	67,9	-0,0760 (-4,97) [0,000]	12,78%	68,1
Outros minerais não metálicos	-0,0188 (-1,25) [0,221]	2,06%	113,1	-0,0209 (-1,28) [0,213]	2,31%	117,1
Produtos metálicos	-0,0651 (-7,25) [0,000]	9,80%	65,7	-0,0659 (-7,27) [0,000]	9,99%	65,3
Máquinas não eléctricas	-0,0761 (-6,01) [0,000]	12,82%	80,2	-0,0760 (-5,88) [0,000]	12,81%	80,6
Máquinas eléctricas	-0,0704 (-5,76) [0,000]	11,14%	66,7	-0,0722 (-5,26) [0,000]	11,64%	71,9
Material de transporte	-0,0705 (-5,74) [0,000]	11,19%	81,0	-0,0692 (-5,19) [0,000]	10,84%	86,2
Construção	-0,0215 (-1,29) [0,21]	2,39%	115,5	-0,0357 (-1,87) [0,073]	4,30%	113,5
Serviços	-0,0191 (-3,02) [0,006]	2,09%	83,0	-0,0154 (-1,52) [0,141]	1,66%	102,0
Comércio	-0,0402 (-5,94) [0,000]	4,99%	70,1	-0,0473 (-5,68) [0,000]	6,16%	70,8
Alojamento e restauração	-0,0114 (-1,25) [0,221]	1,21%	90,0	-0,0161 (-1,65) [0,111]	1,74%	86,4
Transportes	-0,0634 (-8,15) [0,000]	9,39%	60,1	-0,0654 (-7,56) [0,000]	9,88%	66,3
Correios e telecomunicações	-0,0560 (-3,19) [0,004]	7,78%	97,4	-0,0551 (-3,61) [0,001]	7,62%	86,1
Serviços de organismos financeiros	-0,0337 (-1,86) [0,074]	4,02%	104,6	-0,0305 (-1,76) [0,091]	3,56%	104,3
Serviços prestados às empresas	-0,0504 (-3,92) [0,001]	6,72%	77,4	-0,0555 (-4,19) [0,000]	7,69%	73,2
Educação	-0,0667 (-2,92) [0,007]	10,19%	110,1	-0,0676 (-2,88) [0,008]	10,42%	110,4
Saúde e acção social	-0,0134 (-1,35) [0,19]	1,43%	99,9	-0,0209 (-2,01) [0,056]	2,31%	93,6

Estimações obtidas com o método OLS. Entre parêntesis curvos encontra-se o t estatístico e entre parêntesis rectos encontra-se o valor p. Número de observações: 28.

Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

quando se exclui a região com maior produtividade, isto é, a região da Grande Lisboa.

5. A DINÂMICA DA ESTRUTURA REGIONAL DE EMPREGO

A hipótese de convergência beta absoluta é testada através de uma regressão com dados seccionais em que a taxa de crescimento da produtividade regional é função da produtividade inicial, não se controlando os efeitos de qualquer outra variável, nomeadamente a alteração da estrutura regional de emprego. Efectivamente, estes efeitos foram relativamente ignorados nos trabalhos de referência sobre a convergência, nomeadamente Barro (1991), Barro e Sala-i-Martin (1991, 1992, 1995) e Mankiw et al. (1992), em que o processo de convergência é explicado pela acumulação de capital.

Paci e Pagliaru (1997) referem que a convergência a um nível agregado está associada a dinâmicas estruturais complexas, na linha do “desfasamento tecnológico” que, ao contrário do modelo neoclássico, considera a existência de especificidades próprias do conhecimento tecnológico de cada país (e região), o que o torna um processo localizado não se difundindo para os outros países (ou regiões). Os autores citados ao estimarem a convergência beta, mas condicionada por variáveis que têm em conta a estrutura de emprego, obtiveram coeficientes de convergência sem significância estatística, o que os leva a concluir que a acumulação de capital não explica totalmente a convergência regional.

Paci e Pagliaru (1997), de la Fuente (1996), Kim (1997) e Carluer e Gaulier (2002) concluem também que a modificação da estrutura sectorial do emprego nas regiões é um factor determinante na convergência das regiões de Itália, Espanha, EUA e França respectivamente. Mostraram que a hipótese de convergência beta não explica todo o processo

económico de crescimento e que a alteração da estrutura regional de emprego, com a transferência de mão-de-obra do sector primário para os sectores industrial e serviços, favoreceu a recuperação das regiões mais atrasadas e, conseqüentemente, a convergência regional.

Echevarria (1997), no quadro do modelo de Solow, mas com gostos não homotéticos e progresso técnico exógeno e específico a cada sector, mostra que as modificações endógenas da estrutura sectorial têm efeitos significativos sobre o crescimento. Como a autora postula uma taxa de progresso técnico superior no sector industrial, estas alterações conduzem a um perfil de desenvolvimento acelerado na fase de industrialização, que posteriormente se reduz na fase de desindustrialização, quando os países passam a uma economia de serviços. Através de simulações, conclui que as alterações estruturais explicam aproximadamente 50% das taxas de crescimento dos países que historicamente tiveram taxas de crescimento médias inferiores a 4%.

Ramos e Rodrigues (2001), utilizando uma abordagem que consiste na decomposição, por multiplicação, do PIB per capita num conjunto de identidades obtêm estimativas inferiores para Portugal. Os autores estimam que, em Portugal entre 1977 e 1995, 22% do aumento do PIB per capita deveu-se à alteração da estrutura produtiva.

Julgamos, conseqüentemente, que o estudo dos efeitos das alterações da estrutura regional de emprego é fundamental para a compreensão dos processos de convergência económica regional, também em Portugal Continental. Por esta razão, pretendemos analisar a importância das alterações da estrutura de emprego no processo de convergência regional de Portugal Continental, isolando para tal o efeito destas modificações. Poderemos assim determinar se o processo de convergência da produtividade, originada pela acumulação de capital,

FIGURA 12

Evolução da produtividade relativa dos sectores. Diferença da produtividade relativamente à média nacional.
Em logaritmos. Portugal Continental.



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

continua a ser significativo. Para isso, iremos seguir a metodologia utilizada por Carluer e Gaulier (2002)⁶ e aplicá-la a Portugal Continental.

Começamos por analisar, na figura 12, a evolução da produtividade média, no conjunto das regiões NUTS III de Portugal Continental, de cada sector. Como se pode constatar, elas são consideravelmente diferentes apresentando também distintos padrões de evolução.

A partir da figura 13, comprovamos que, na década de 90, a estrutura sectorial de emprego se alterou, com uma redução da importância do emprego no sector primário e na indústria transformadora e um aumento da importância do emprego nos serviços, o sector com a produtividade mais elevada, e no sector da construção, cuja produtividade aumentou neste período. Dadas estas evoluções, podemos,

portanto, admitir que a alteração da estrutura regional de emprego influenciou o processo de convergência regional.

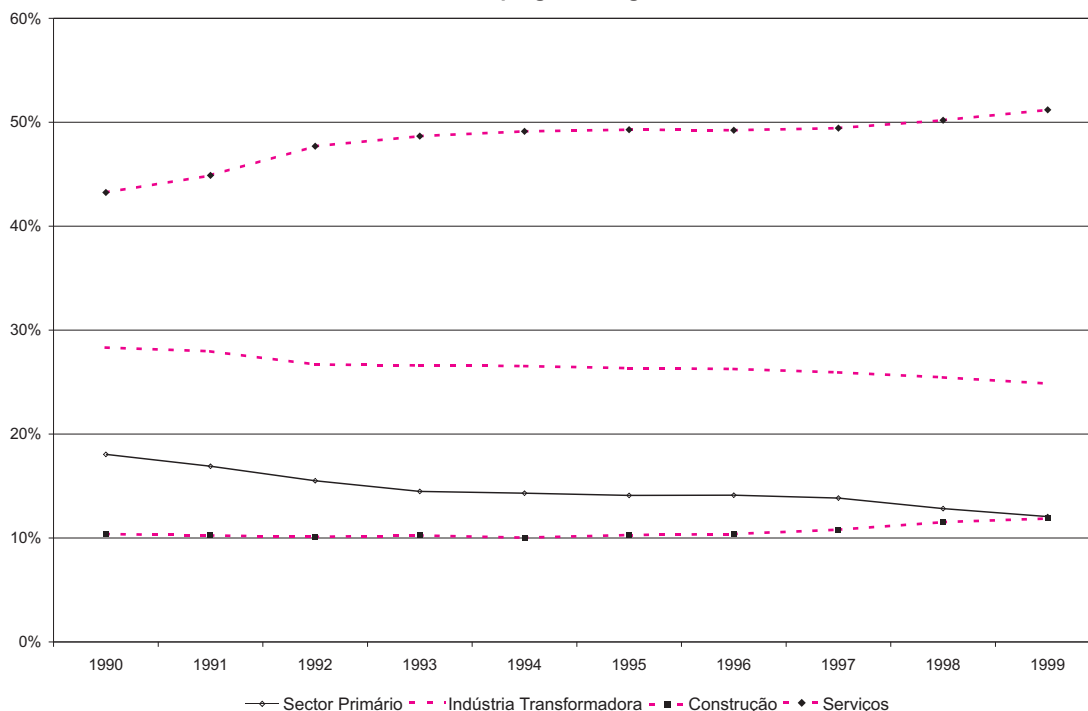
Para analisar a importância das alterações da estrutura regional de emprego no processo de convergência da produtividade do trabalho, construímos duas séries virtuais da produtividade, de acordo com hipóteses distintas.

Para construir a primeira série virtual de produtividade do trabalho - a que chamámos *produtividade com estrutura de emprego de 1990* - colocámos a hipótese que a estrutura regional de emprego se mantinha constante e idêntica à estrutura de 1990. Neste caso, com estruturas regionais de emprego constantes, a convergência das produtividades é explicada apenas pelas dinâmicas de acumulação de capital.

⁶ Uma metodologia semelhante foi seguida por de le Fuente (1997).

FIGURA 13

Estrutura sectorial do emprego. Portugal Continental. Total=100.



Fonte: INE, Contas regionais.

Construímos a segunda série de produtividade do trabalho virtual - a que chamámos *efeito de alteração da estrutura produtiva* -, colocando a hipótese que a produtividade de cada ramo numa determinada região evolui da mesma forma que a produtividade média do respectivo ramo em Portugal Continental. Desta forma, como a produtividade média regional de cada ramo é igual à produtividade média nacional, a evolução da produtividade é explicada apenas pela modificação da estrutura regional de emprego.

A convergência da produtividade observada não é igual à soma das convergências das duas séries virtuais de produtividade. No entanto, a partir do estudo destas séries virtuais podemos avaliar a importância relativa de cada uma das forças e os seus efeitos sobre a produtividade observada.

Depois da construção destas duas séries, cuja metodologia apresentamos no anexo 2, aplicámos as ferramentas normalmente utilizadas no estudo da convergência e comparámos os resultados com os obtidos anteriormente.

5.1 A CONVERGÊNCIA SIGMA COM EFEITOS DE ESTRUTURA

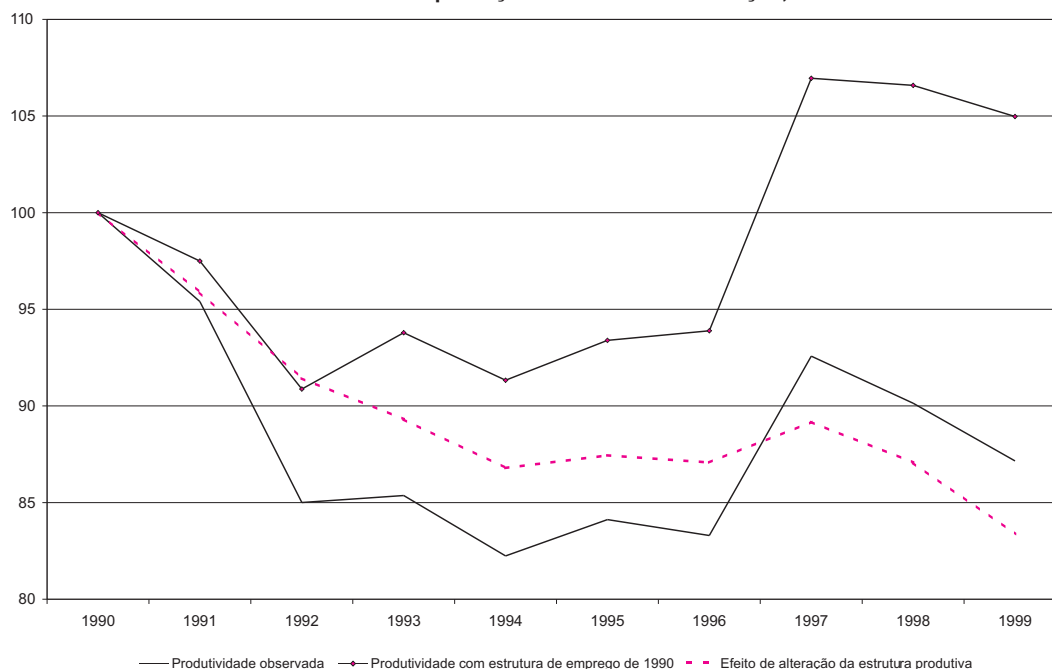
Nesta secção iremos estudar o processo de convergência sigma, das séries virtuais de produtividade, no total dos sectores, na indústria transformadora e nos serviços.

Na figura 14, estão representados os coeficientes de variação das séries de produtividade, construídas a partir dos partir dos vinte e dois ramos de produção.

Neste período, registou-se, como já se disse, uma descida do coeficiente de variação da série da produtividade observada. Verificamos agora que, neste período, o coeficiente de variação da série da produtividade com estrutura de emprego de 1990 aumentou 5%, o que significa que o processo de acumulação de capital terá contribuído para a divergência da produtividade. Vemos igualmente que o coeficiente de variação da série do efeito de alteração da estrutura produtiva, diminuiu neste período, tendo sido favorável à convergência sigma

FIGURA 14

Convergência sigma entre as regiões NUTS III.
Vinte e dois ramos de produção. Coeficiente de variação, 1990=100.



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

e, conseqüentemente, a transferência do emprego dos ramos menos produtivos para os mais produtivos, independentemente do sectores, favoreceu a convergência da produtividade entre as regiões.

Uma vez analisadas as questões de convergência da produtividade, com uma desagregação a vinte e dois ramos, será também interessante saber se existiu algum efeito de alteração da estrutura produtiva numa desagregação a quatro sectores de actividade. Ou seja, será que a alteração da estrutura regional de emprego, considerando os quatro sectores de produção, conduziu também a uma convergência regional?

Para respondermos a esta questão, vamos calcular as mesmas séries, tendo como referência os quatro sectores de actividade e que representamos na figura 15.

Pela análise da figura anterior, podemos concluir que os coeficientes de variação das séries obtidas a partir dos quatro sectores de produção apresentam uma evolução semelhante às séries construídas a

partir dos vinte e dois ramos. Conseqüentemente, a alteração da estrutura regional de emprego, considerando os quatro sectores de produção permitiu, igualmente, uma convergência regional da produtividade.

Depois de analisarmos os efeitos ao nível do conjunto da economia, vamos agora estudar o processo de convergência na indústria transformadora e nos serviços.

Na figura 16 está representada a evolução dos coeficientes de variação das séries da produtividade observada, produtividade obtida com a estrutura de emprego de 1990 e o efeito de alteração da estrutura produtiva, na indústria transformadora.

A convergência na produtividade observada é explicada sobretudo por um efeito de alteração da estrutura produtiva, uma vez que o coeficiente de variação da série da produtividade resultante da alteração da estrutura produtiva desceu no período considerado aproximadamente 17%, enquanto o

FIGURA 15

Convergência sigma entre as regiões NUTS III.
Quatro sectores de produção. Coeficiente de variação, 1990=100.



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

FIGURA 16

Convergência sigma entre as regiões NUTS III.
Indústria Transformadora. Coeficiente de variação, 1990=100.



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

coeficiente de variação da série da produtividade com estrutura de emprego de 1990 apenas desceu, aproximadamente, 2%.

Na figura 17, temos representadas as mesmas séries, mas no sector dos serviços. A série da produtividade com a estrutura de emprego de 1990 e a da produtividade observada evoluíram de forma semelhante, o que significa que a produtividade foi condicionada pela acumulação de capital. Paralelamente, o coeficiente de variação da série que representa o efeito de alteração da estrutura produtiva desceu ao longo do período, tendo tido, conseqüentemente, uma contribuição favorável para a convergência regional.

Podemos então concluir que o efeito de alteração da estrutura produtiva contribuiu em qualquer dos casos analisados, para a convergência das produtividades e que o processo de acumulação de capital terá estado na origem de uma divergência regional da produtividade no total da economia.

5.2 A CONVERGÊNCIA BETA COM EFEITOS DE ESTRUTURA

A estimação do processo de convergência beta da produtividade entre as regiões NUTS III portuguesas, cujos resultados apresentamos no quadro 2, corrobora os resultados anteriores. Neste quadro, apresentamos os resultados das nossas estimações do processo de convergência beta para o total da economia, a vinte e dois ramos e também a quatro sectores, para a indústria transformadora e para os serviços.

Os nossos resultados confirmaram a importância do efeito de alteração da estrutura produtiva na convergência regional no total da economia, quer a análise seja feita a partir dos vinte e dois ramos quer a partir dos quatro sectores, obtendo-se coeficientes estatisticamente significativos em ambos os casos. Quando se estima a convergência beta com as séries de produtividade obtidas com a estrutura de emprego

FIGURA 17

Convergência sigma entre as vinte e oito regiões NUTS III. Portugal Continental.
Serviços. Coeficiente de variação, 1990=100.



Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

de 1990, os coeficientes obtidos não têm significância. Consequentemente, não podemos retirar qualquer conclusão relativamente aos efeitos da acumulação de capital no processo de convergência regional da produtividade, no total da economia.

A convergência beta estimada na indústria transformadora e nos serviços é explicada quer pelos efeitos de alteração da estrutura produtiva quer pela dinâmica de acumulação de capital. De facto, em ambos os sectores, os coeficientes estimados têm significância estatística, o que significa que a convergência pode ser explicada quer pela mobilidade do trabalho dentro destes sectores quer pela dinâmica de acumulação de capital. Assumindo-se que a estrutura de emprego é a verificada, mas que as produtividades evoluem em cada região de acordo com a evolução média, ter-se-ia também verificado

um processo de convergência beta, a uma taxa anual de 1,8% na indústria transformadora e nos serviços. Estimamos também que, mantendo-se a estrutura de emprego do ano de 1990, ter-se-ia verificado um processo de convergência. Com uma estrutura regional de emprego constante e idêntica à de 1990, a produtividade regional teria convergido a uma taxa anual de 2,2% na indústria transformadora e de 1,5% nos serviços.

Globalmente podemos concluir que a alteração da estrutura produtiva, contribuiu para a convergência regional da produtividade, quer a análise seja feita ao nível do total da economia, da indústria transformadora ou dos serviços. Concluímos também que a acumulação de capital contribuiu para a convergência regional da produtividade no sector da indústria transformadora e no sector dos serviços.

QUADRO 2

Efeitos de reafecção do emprego sobre a convergência das produtividades. 1990-1999.

		Constante	Coeficiente de convergência	R2 ajustado	F-Stat	Taxa de convergência anual	Coeficiente de variação 1999 (1990=100)
Total	Produtividade observada	0,37 (3,13) [0,004]	-0,02 (-3,05) [0,005]	24%	9,31 [0,005]	2,80%	87
	Produtividade obtida com a estrutura de emprego de 1990	0,03 (0,20) [0,841]	-0,002 (-0,18) [0,857]	(a)	0,03 [0,857]	-	105
Divisão em 22 ramos	Produtividade com efeito de alteração da estrutura produtiva	0,34 (5,36) [0,000]	-0,02 (-5,23) [0,000]	49%	27,32 [0,000]	2,50%	83
	Produtividade obtida com a estrutura de emprego de 1990	0,07 (0,54) [0,592]	-0,005 (-0,53) [0,601]	(a)	0,28 [0,601]	-	102
Divisão em 4 sectores	Produtividade com efeito de alteração da estrutura produtiva	0,29 (4,31) [0,000]	-0,02 (-4,22) [0,000]	41%	17,77 [0,000]	2,10%	89
	Produtividade observada	0,51 (3,00) [0,006]	-0,03 (-2,92) [0,007]	22%	8,51 [0,007]	4,00%	82
Indústria Transformadora	Produtividade obtida com a estrutura de emprego de 1990	0,31 (1,92) [0,066]	-0,02 (-1,84) [0,077]	12%	3,38 [0,077]	2,20%	98
	Produtividade com efeito de alteração da estrutura produtiva	0,25 (2,39) [0,025]	-0,02 (-2,31) [0,029]	14%	5,34 [0,029]	1,80%	83
	Produtividade observada	0,29 (3,11) [0,005]	-0,02 (-3,02) [0,006]	23%	9,1 [0,006]	2,10%	83
Serviços	Produtividade obtida com a estrutura de emprego de 1990	0,22 (2,09) [0,047]	-0,01 (-1,98) [0,058]	10%	3,94 [0,058]	1,50%	88
	Produtividade com efeito de alteração da estrutura produtiva	0,26 (4,20) [0,000]	-0,02 (-4,07) [0,000]	37%	16,6 [0,000]	1,80%	83
	Produtividade observada	0,29 (3,11) [0,005]	-0,02 (-3,02) [0,006]	23%	9,1 [0,006]	2,10%	83

Estimações obtidas com o método OLS. Entre parêntesis curvos encontra-se o t estatístico e entre parêntesis rectos encontra-se o valor p. Número de observações: 28. (a) O R2 ajustado é negativo.

Fonte: INE, Contas regionais e Contas Nacionais; Cálculos próprios.

Quando consideramos o total da economia, numa divisão a quatro sectores ou a vinte e dois ramos de produção, o coeficiente de variação da série da produtividade obtida com a estrutura de emprego de 1990 aumentou no período considerado, o que revela uma divergência sigma da produtividade. Por outro lado, os coeficientes de convergência beta estimados não são estatisticamente significativos. Conclui-se então que a acumulação de capital não terá contribuído para a convergência regional da produtividade.

CONCLUSÃO

Com o presente trabalho pretende-se realçar que o estudo dos processos de convergência regional deve ser completado com uma análise detalhada das dimensões geográfica e sectorial, para compreender os mecanismos globais de convergência. O exercício por nós efectuado permitiu-nos concluir que, apesar da convergência da produtividade do trabalho registada na década de 90 ao nível da regiões NUTS III de Portugal Continental, persistem disparidades sectoriais e regionais importantes.

Concluimos também que a evolução da estrutura de emprego tem contribuído significativamente para a convergência regional em Portugal Continental, tal como aconteceu noutros países, nomeadamente França e Itália. As nossas estimações permitem-nos concluir que, depois de se isolarem os efeitos da alteração da estrutura regional de emprego, o emprego não só se tem deslocado dos sectores menos produtivos para os mais produtivos, como dentro de cada um dos sectores se tem deslocado

para os ramos mais produtivos. Pelo contrário, a acumulação de capital apenas contribuiu para a convergência da produtividade ao nível da indústria transformadora e dos serviços. De facto, quando se analisa o conjunto da economia, com uma divisão a vinte e dois ramos ou a quatro sectores, os resultados obtidos não nos permitem concluir que a acumulação de capital tenha favorecido a convergência regional.

O nosso estudo deixa muitas questões por responder e que devem ser investigadas em futuros trabalhos. Deve investigar-se mais detalhadamente as determinantes da convergência, nomeadamente a importância da formação dos recursos humanos, da investigação e desenvolvimento e das especificidades regionais que condicionam a evolução da produtividade. Deve também avaliar-se a importância das forças de aglomeração, dada a mobilidade do factor trabalho, e as interdependências e as externalidade entre as regiões e os ramos, com o objectivo de apontar caminhos para a definição de políticas regionais.

BIBLIOGRAFIA

- BARRO, Robert J.** (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, 407-443.
- BARRO, Robert J.; SALA-i-MARTIN, Xavier** (1991), "Convergence Across States and Countries", *Brooking Papers on Economic Activities*, 1, 107-182.
- BARRO, Robert J.; SALA-i-MARTIN, Xavier** (1992), "Convergence", *Journal of Political Economy*, vol. 100, n.º 2, 223-251.
- BARRO, Robert J.; SALA-i-MARTIN, Xavier** (1995), *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill.
- CARLUER, Frédéric; GAULIER, Guillaume** (2002), «Les productivités des régions françaises sur moyenne période: Une convergence de façade», *Revue Économique*, vol. 52, n.º 1, 147-166.
- de la FUENTE, Angel** (1997), «On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions», Ministerio de Economía y Hacienda, Secretaría de Estado de Presupuestos y Gastos, *Documentos de Trabajo*, D-97006, October.
- ECHEVARRIA, Cristina** (1997), "Changes in Sectoral Composition Associated with Economic Growth", *International Economic Review*, vol. 38, n.º 2, 431-452.
- KIM, Sukkoo** (1997b), "Economic Integration and Convergence: US Regions 1840-1987", *NBER Working Paper Series*, n.º 6335, December.
- MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David N.** (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n.º 2, May, 407-437.
- PACI, Raffaele; PAGLIARU, Francesco** (1997), "Structural Change and Convergence: An Italian regional Perspective", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 8, 297-318.
- RAMOS, Pedro N.; RODRIGUES, Alexandra** (2001), "Porque Cresceu o PIB per Capita em Portugal?", in *Como Está a Economia Portuguesa?: Livro de Actas*, Lisboa, CISEP-Centro de Investigação sobre Economia Portuguesa, 797-806.

ANEXO 1

Sectores	Ramos
Sector Primário	Sector primário
Indústria Transformadora	Indústria agroalimentar
	Têxteis e vestuário
	Curtumes e couro
	Madeira e cortiça
	Papel, pasta, artes gráficas e impressão
	Produtos químicos
	Borrachas e matérias plásticas
	Outros minerais não metálicos
	Produtos metálicos
	Máquinas não eléctricas
Máquinas eléctricas	
Material de transporte	
Construção	Construção
Sector Terciário	Comércio
	Alojamento e restauração
	Transportes
	Correios e telecomunicações
	Serviços dos organismos financeiros
	Serviços prestados às empresas
	Educação
	Saúde e acção social

ANEXO 2

Metodologia de construção das séries fictícias de produtividade do trabalho.

$$y_{r,t}^i = \frac{VA_{r,t}^i}{E_{r,t}^i} \quad (1)$$

- produtividade do trabalho na região r, com $r=1, \dots, N$ e no ramo i, à data t – *Produtividade observada*; sendo VA o valor acrescentado e E o emprego

$$s_{r,t}^i = \frac{E_{r,t}^i}{E_{r,t}^i} \quad (2)$$

- parte do emprego do ramo i no emprego total da região r à data t;

$$y_{r,t} = \sum_i \left(s_{r,t}^i \cdot y_{r,t}^i \right) \quad (3)$$

- produtividade média agregada observada na região r e à data t;

$$\hat{y}_{r,t} = \sum_i \left(s_{r,0}^i \cdot y_{r,t}^i \right) \quad (4)$$

- produtividade média da região r à data t,

mantendo-se a estrutura de emprego do ano 0 – *Produtividade com estrutura de emprego de 1990*;

$$y_t^i = \frac{\sum_r VA_{r,t}^i}{\sum_r E_{r,t}^i} \quad (5)$$

- produtividade média do ramo i nas N regiões⁷, à data t;

$$\tilde{y}_{r,t}^i = y_{r,t-1}^i \cdot \frac{y_t^i}{y_{t-1}^i} \quad (6)$$

- produtividade do ramo i, na região r, no período t, calculada a partir da evolução da produtividade média do ramo i em todas as regiões, com $\tilde{y}_{r,0}^i = y_{r,0}^i$

$$\tilde{y}_{r,t} = \sum_i \left(s_{r,t}^i \cdot \tilde{y}_{r,t}^i \right) \quad (7)$$

produtividade calculada a partir da estrutura de emprego observada e da produtividade média ponderada de cada sector – *Efeito de alteração da estrutura produtiva*

⁷ Carlier e Gaulier (2002), calculam a produtividade média simples da indústria i nas N regiões.