

## 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”<sup>1</sup> que, por sua vez, atraem mais empresas para satisfazerem as exigências da procura, ligações “backward”<sup>2</sup>. 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

<sup>1</sup> As ligações “forward” explicam o arranque do processo cumulativo.

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

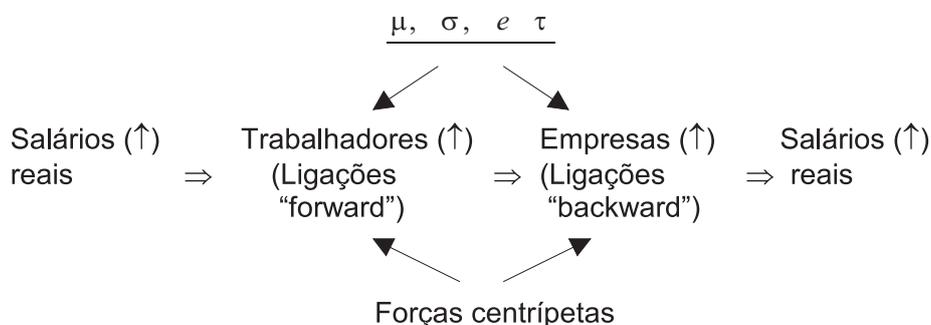
baixos, os salários nominais podem ser mais altos e assim sucessivamente. Figura 1, demonstra esquematicamente o desenrolar deste processo cumulativo responsável pela aglomeração. Obviamente, a deslocação dos factores produtivos favorece localizações que reduzem os custos de transporte e custos de comunicação<sup>3</sup>.

(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  $\mu$  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  $\sigma$ ) e dos custos de transporte (parâmetro  $\tau$ ). A aglomeração é favorecida por baixos custos de transporte (baixos  $\tau$ ), alto peso do sector de produtos manufacturados na indústria (alto  $\mu$ ) e fortes economias de escala ao nível individual das empresas (baixo  $\sigma$ ), porque as economias de escala crescentes surgem, unicamente, por haver diferentes variedades de produtos manufacturados.

FIGURA 1

Esquema resumo do processo de Aglomeração.



<sup>3</sup> 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,  $\mu$  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  $\rho$ <sup>4</sup>. A partir do  $\rho$  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.

<sup>4</sup> 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  $P_{ij}^M = P_i^M T_{ij}^M$ <sup>5</sup>. 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.

<sup>5</sup> Ou alternativamente, a fracção que chega  $V_{ij}$ , é dada por  $V_{ij} = e^{-\tau d_{ij}}$ , onde  $\tau$  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  $i$ ,  $\phi_i$  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  $\lambda_i$  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,  $\lambda_i$  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  $i$ ,  $\phi_i$  é a percentagem de trabalhadores agrícolas na região  $i$ ,  $\lambda_i$  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  $\sigma$  a elasticidade de substituição entre bens manufacturados,  $\mu$  a fracção da despesa em bens manufacturados e  $\tau$  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  $\mu$  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  $\eta_i$ ,  $v_i$  e  $\psi_i$  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  $\sigma$ . 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  $\tau$ .

### 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 Continental<sup>6</sup> e para as diversas indústrias transformadoras existentes nestas regiões<sup>7</sup>, 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 autores<sup>8</sup>. 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 imóveis<sup>9</sup>. No período de 1987 a 1994 a utilização de dados estatísticos desagregados por nove grupos de indústrias transformadoras<sup>10</sup> 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

<sup>6</sup> 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.

<sup>7</sup> 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.

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

<sup>9</sup> “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).

<sup>10</sup> 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
<b>Norte</b>	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
<b>Centro</b>	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
<b>Lisboa e Vale do Tejo</b>	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
<b>Alentejo</b>	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
<b>Algarve</b>	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
<b>Portugal Continental</b>	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  $\sigma$  (elasticidade de substituição entre bens manufacturados),  $\mu$  (fracção da despesa em bens manufacturados) e  $\tau$  (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  $\tau$ . 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  $\mu$  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  $\mu$  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  $\tau$  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 <sup>2</sup>	Valores obtidos
$\sigma$	5.110* [3.611]
$\mu$	1.262* [6.583]
$\tau$	0.862** [1.622]
R <sup>2</sup>	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 <sup>2</sup>	Valores obtidos
$\sigma$	9.076* [2.552]
$\mu$	1.272* [21.181]
$\tau$	0.713* [2.053]
R <sup>2</sup>	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 <sup>2</sup>	Valores obtidos
$\sigma$	2.410* [31.706]
$\mu$	1.612* [3.178]
R <sup>2</sup>	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 <sup>2</sup>	Valores obtidos
$\sigma$	7.399** [1.914]
$\mu$	1.158* [15.579]
$\tau$	0.003 [0.218]
R <sup>2</sup>	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 <sup>2</sup>	Valores obtidos
$\sigma$	18.668* [3.329]
$\mu$	0.902* [106.881]
$\tau$	0.061* [2.383]
R <sup>2</sup>	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 <sup>2</sup>	Valores obtidos
$\sigma$	5.482* [4.399]
$\mu$	1.159* [14.741]
R <sup>2</sup>	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.