

Estimativas mensais de população residente, segundo o sexo e por NUTS III - Aspectos Metodológicos

Monthly estimates of the resident population by Gender and NUTS III - Methodological Aspects

Autores: [Francisco Covas](#)

Técnico Superior do Instituto Nacional de Estatística, Gabinete de Estudos - Área Demográfica e Social (à data do artigo).

[Maria dos Anjos Leitão de Campos](#)

Técnica Superior do Instituto Nacional de Estatística, Departamento de Estatísticas Censitárias e População/Serviço de Estudos sobre a População do Instituto Nacional de Estatística.

Resumo:

Neste artigo apresenta-se uma breve exposição da metodologia utilizada no cálculo das estimativas mensais de população residente por sexo e NUTS III, com ênfase para as previsões de nascidos-vivos e óbitos para Portugal, num período de catorze meses. Neste domínio foram conjugados os métodos tradicionais ARIMA com testes de raízes unitárias sazonais para determinar a ordem de integração das sucessões. Devido à insuficiência de dados estatísticos, não foi possível utilizar os mesmos métodos para a previsão do Saldo Migratório.

Palavras chave:

Modelos ARIMA, modelos univariados, raízes unitárias, variáveis *dummy*.

Abstract:

This article briefly presents the methodology used to construct monthly estimates of the population, by gender and NUTS III, for a period of fourteen months, giving particular emphasis to the forecasts of life births and deaths. Both standard ARIMA models and seasonal unit roots tests were used to determine the order of integration of the time series. Due to the shortage of data, it was not possible to use the same method to forecast the net migration.

Key-words:

ARIMA Models, univariate models, unit roots, dummy variables

Introdução

O objectivo principal da criação do projecto estatístico “Estimativas Mensais de População Residente, por Sexo e NUTS III” foi o de fornecer dados sobre a distribuição populacional ao longo do ano, desagregados por sexo e NUTS III, para as Estatísticas do Inquérito ao Emprego. Este projecto recorre no mês n à informação demográfica do mês $n-1$, tornando-se necessário recorrer a métodos previsionais para obter dados de base e para calcular as estimativas mensais de população.

O projecto sobre a metodologia a utilizar teve em conta a compatibilidade que deveria existir entre este tipo de metodologia e a utilizada nas Estimativas Anuais de População Residente, baseado no “seguimento demográfico” e que assenta na equação de concordância. A diferença principal entre estas duas estimativas consiste na natureza dos dados utilizados: as estimativas anuais recorrem a dados demográficos anuais definitivos (nados-vivos e óbitos) e provisórios (migrantes) enquanto que as estimativas mensais recorrem a dados mensais previsionais.

O trabalho que seguidamente se apresenta consiste no ensaio da metodologia, dos métodos de previsão criados e na análise dos resultados obtidos.

Actualmente pretende-se desenvolver novas metodologias e métodos de previsão de curto prazo com o intuito de fornecer atempadamente informação que proporcione o conhecimento mais rápido da realidade demográfica portuguesa.

Inicialmente, as previsões mensais foram elaboradas a nível de NUTS¹ II. No entanto, para o ano de 1998 foi decidido desagregar para um nível geográfico mais fino e apresentar as previsões e as estimativas de população por NUTS III. Estas têm sido alvo de uma procura crescente, ao serem impulsionadas pelo Inquérito ao Emprego, ao que se seguem as Estatísticas do Turismo, Direcções Regionais do INE, Contas Nacionais e estudos de natureza económica. Espera-se que a desagregação venha a ser útil a estudos de natureza regional. É importante referir que as previsões apresentadas procuram satisfazer o interesse no conhecimento da população no curto prazo, ou seja, com um horizonte de previsão reduzido, entre seis a dezoito meses.

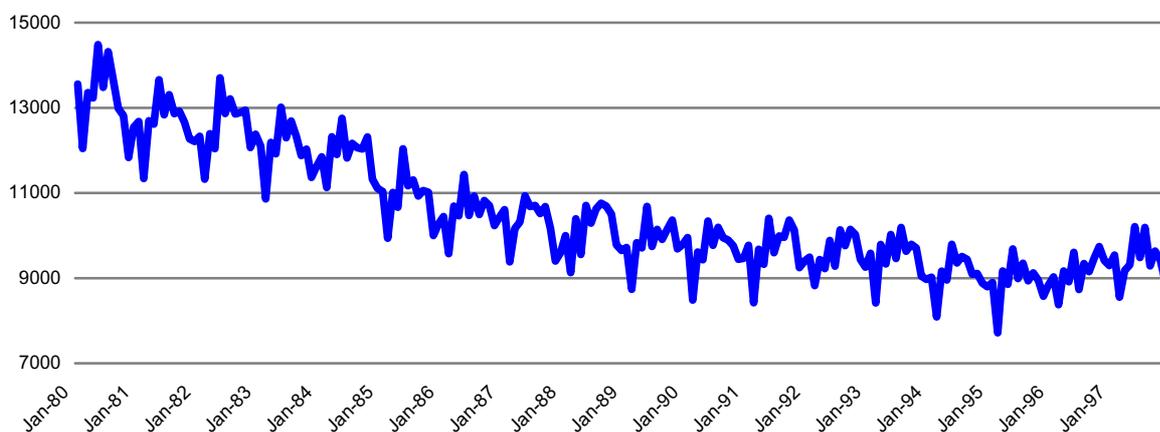
O trabalho está dividido em três secções. Na secção 1 são descritos os procedimentos estatísticos utilizados nas séries de nados-vivos e óbitos, subdividindo-se esta secção em duas subsecções: testes de raízes unitárias e modelos univariados. Para efeitos de aplicação da metodologia utilizada são realizadas previsões de nados vivos (N_t) e óbitos (O_t) para Portugal. Na secção 2 são analisados os saldos migratórios externo (imigrantes-emigrantes) e interno.

1 – Previsões de nados-vivos e óbitos – Metodologia desenvolvida

Nesta secção é abordada a metodologia empregue na previsão dos valores de nados-vivos e óbitos, entre Setembro de 1997 e Dezembro de 1998, por sexo e NUTS III. Na totalidade foram estudadas 120 sucessões cronológicas, desde Janeiro de 1980 a Agosto de 1997. Os métodos estatísticos utilizados nas referidas séries são idênticos aos que a seguir se aplicam para sucessões de nados-vivos e óbitos (ambos os sexos), para Portugal². A evolução de nados-vivos e óbitos para o período em análise está expressa na Figura 1.

Figura 1

Evolução dos nados-vivos por meses, em Portugal (1980-1997)

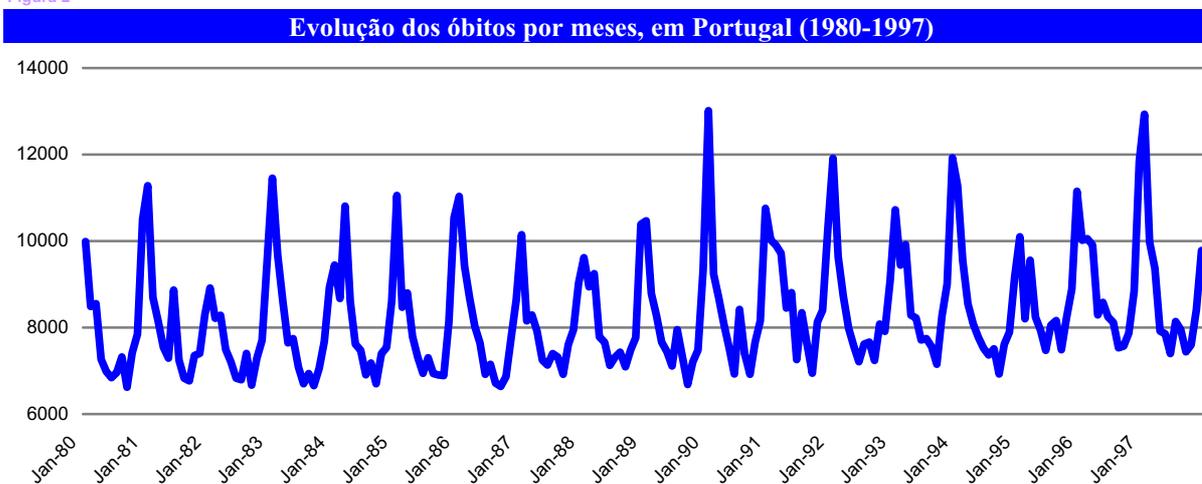


Fonte: Estatísticas Demográficas

Na componente tendência, em termos dos nascimentos vivos é observado um ritmo decrescente em todo o período, com um ligeiro abrandamento que se começou a verificar a partir da segunda metade da década de 80.

Nos óbitos o comportamento é diferente, verificando-se um aumento pouco significativo entre 1980 e 1998 (Figura 2).

Figura 2



Fonte: Estatísticas Demográficas

É a dinâmica da componente sazonal, todavia, que oferece maior interesse, com particular destaque para os óbitos, onde o padrão sazonal é muito forte. O movimento sistemático ao longo do ano dos nascimentos é caracterizado por picos nos meses de Maio e Julho, por oposição a Fevereiro onde o número de nascimentos é constantemente mais baixo. Nos óbitos, a maior intensidade regista-se entre os meses de Dezembro a Março, enquanto o período de menor intensidade se situa entre Maio e Outubro. Enquanto, no primeiro caso, a sazonalidade deverá ser explicada por factores de natureza sociológica, nos óbitos as condições climáticas poderão condicionar fortemente o comportamento desta variável, com o seu número a aumentar fortemente nos meses de Inverno.

Desde o trabalho pioneiro de Whelton (1936) sobre previsões demográficas de longo prazo, que se explicita a população em termos da sua identidade fundamental, ou equação da concordância, na qual a população é decomposta na seguinte expressão

$$P_t - P_{t-1} = N_t - O_t + SM_t$$

onde P_t e P_{t-1} representam a população no momento actual e anterior, respectivamente; N_t representa os nascimentos-vivos, O_t os óbitos e SM_t o saldo migratório. Ou seja, para se fazerem previsões mensais de população é necessário, em primeiro lugar, calcular as previsões mensais de cada uma das componentes. As previsões de nascimentos-vivos e óbitos foram calculadas através dos métodos de previsão apresentados por Box e Jenkins (1976). Estes modelos são conhecidos na literatura por modelos autoregressivos, integrados e de médias-móveis (ARIMA). Contudo, devido à presença de uma forte componente sazonal, são aplicados os modelos SARIMA, que constituem uma generalização dos anteriores uma vez que acrescentam filtros autoregressivos e de médias móveis para captar a sazonalidade. Esta metodologia é extremamente útil e simples de implementar quando se pretende fazer previsões para os intervalos de curto prazo, partindo do pressuposto que se está a tratar de dados com periodicidade mensal ou trimestral e ignorando qualquer correlação da variável de interesse com outras variáveis, ou seja, no âmbito dos modelos univariados.

Todavia, em relação aos saldos migratórios não se podem utilizar os modelos ARIMA uma vez que, para além de não existirem séries cronológicas homogêneas se verifica a falta de informação respeitante à recolha directa dos dados.

Antes de iniciar a estimação e a previsão de modelos univariados, é necessário garantir, em termos estatísticos, que as sucessões cronológicas sejam estacionárias na média e variância ao longo do tempo. Pressupõe-se que, ao trabalhar com o logaritmo das séries, seja válida a estacionaridade na variância. Contudo, tem mais interesse o estudo da estacionaridade na média. Neste sentido, têm sido propostos na literatura econométrica um sem número de testes, conhecidos por testes de raízes unitárias, dos quais se destacam os testes de raízes unitárias sazonais e, em particular, o teste de Hylleberg et al. (1990) – frequência trimestral, e Beaulieu e Miron (1993) – frequência mensal.

1.1 – Testes de Raízes Unitárias

Convém, antes de mais, fazer uma breve introdução em termos de notação. A sucessão cronológica de interesse é representada por y_t , para $t = 1, \dots, n$, uma vez que se dispõe de dados com frequência mensal, $s = 12$. No âmbito destes modelos, assume-se que y_t pode ser aproximada por um processo autoregressivo de ordem p , $AR(p)$ i.e.,

$$\phi_p(L) y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde $\phi_p(L)$ é definido por

$$\phi_p(L) = 1 - \phi_1(L) - \phi_2(L) - \dots - \phi_p L^p \quad (3)$$

e ε_t é i.i.d. $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e μ_t engloba os termos deterministas, a constante, as variáveis *dummy* sazonais e a tendência linear:

$$\mu_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^{s-1} \alpha_s D_{st} + \beta_0 t \quad (4)$$

A primeira tarefa consiste em investigar se as soluções da equação (3) estão no círculo unitário, decompondo $\phi_p(L)$ em $\phi_{p-s}(L)(1-L^s)$ ou $\phi_{p-(s+1)}(L)(1-L^s)(1-L)$, e assim aplicar o filtro adequado de modo a estacionarizar a série. O operador diferença sazonal pode ser decomposto nos seguintes polinómios:

$$\Delta_{12} = (1-L^{12}) = (1-L)(1+L)(1+L^2)(1+L+L^2)(1-L+L^2) \times \\ \times (1+\sqrt{3}L+L^2)(1-\sqrt{3}L+L^2) \quad (5)$$

e que correspondem à raiz unitária não sazonal, e às seguintes raízes unitárias sazonais:

$$-1; \pm i; -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}); -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i); \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i) \quad (6)$$

e que correspondem a 6, 3, 9, 8, 4, 2, 10, 7, 5, 1 e 11 ciclos por ano, respectivamente. As frequências destas raízes são $\pi, \pi/2, \pm 2\pi/3, \pm \pi/3, \pm 5\pi/6, \pm \pi/6$. Beaulieu e Miron (1993) propõem um método para testar a existência de raízes unitárias sazonais e não sazonais em dados mensais, com base na seguinte regressão auxiliar:

$$\phi(L) y_{13,t} = \mu_t + \sum_{k=1}^{12} \pi_k y_{t,t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde μ_t está definido em (4) e cada uma das variáveis explicativas pode ser construída através das seguintes expressões:

$$y_{1t} = \left(\sum_{i=0}^{s-1} L^i \right) y_t$$

$$y_{2t} = -(1-L+L^2-L^3+L^4-L^5+L^6-L^7+L^8-L^9+L^{10}-L^{11}) y_t$$

$$y_{3t} = -(L - L^3 + L^5 - L^7 + L^9 - L^{11})y_t$$

$$y_{4t} = -(1 - L^2 + L^4 - L^6 + L^8 - L^{10})y_t$$

$$y_{5t} = -\frac{1}{2}(1 + L - 2L^2 + L^3 + L^4 - 2L^5 + L^6 + L^7 - 2L^8 + L^9 + L^{10} - 2L^{11})y_t$$

$$y_{6t} = \frac{\sqrt{3}}{2}(1 - L + L^3 - L^4 + L^6 - L^7 + L^9 - L^{10})y_t$$

$$y_{7t} = \frac{1}{2}(1 - L - 2L^2 - L^3 + L^4 + 2L^5 + L^6 - L^7 - 2L^8 - L^9 + L^{10} + 2L^{11})y_t$$

$$y_{8t} = -\frac{\sqrt{3}}{2}(1 + L - L^3 - L^4 + L^6 + L^7 - L^9 - L^{10})y_t$$

$$y_{9t} = -\frac{1}{2}(\sqrt{3} - L + L^3 - \sqrt{3}L^4 + 2L^5 - \sqrt{3}L^6 + L^7 - L^9 + \sqrt{3}L^{10} - 2L^{11})y_t$$

$$y_{10t} = \frac{1}{2}(1 - \sqrt{3}L + 2L^2 - \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 + \sqrt{3}L^7 - 2L^8 + \sqrt{3}L^9 - L^{10})y_t$$

$$y_{11t} = \frac{1}{2}(\sqrt{3} + L - L^3 - \sqrt{3}L^4 - 2L^5 - \sqrt{3}L^6 - L^7 + L^9 + \sqrt{3}L^{10} + 2L^{11})y_t$$

$$y_{12t} = -\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}L + 2L^2 + \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 - \sqrt{3}L^7 - 2L^8 - \sqrt{3}L^9 - L^{10})y_t$$

$$y_{13t} = (1 - L^{12})y_t$$

A equação (7) pode ser estimada pelos mínimos quadrados ordinários, a que se podem juntar desfasamentos adicionais da variável dependente, de modo a ter resíduos com características de um ruído branco. Os testes de raízes unitárias são realizados com cada uma das estatísticas t dos π_t 's. Não existem raízes unitárias sazonais quando π_2, \dots, π_{12} são estatisticamente diferentes de zero e no caso de $\pi_1 = 0$ a hipótese de raiz unitária não sazonal não pode ser rejeitada a determinado nível de significância. Foram também propostos alguns testes conjuntos, nomeadamente, $\{\pi_3, \pi_4\}$, $\{\pi_5, \pi_6\}$, $\{\pi_7, \pi_8\}$, $\{\pi_9, \pi_{10}\}$, $\{\pi_{11}, \pi_{12}\}$, ou ainda, $\{\pi_1, \dots, \pi_{12}\}$, $\{\pi_2, \dots, \pi_{12}\}$, estes dois últimos por Ghysels *et al.* (1994). Os valores críticos das estatísticas de teste estão tabulados em Beaulieu e Miron (1993) e Ghysels *et al.* (1994). Os resultados da aplicação deste teste às séries de nados-vivos e óbitos, encontram-se resumidos no Quadro 1.

Quadro 1

Resultados dos Testes de Raízes Unitárias Sazonais ^a			
	Coefficientes	Nados-vivos	Óbitos
0	ϕ_1	-0,51	-5,06**
ϕ	ϕ_2	-4,71**	-4,68**
$\phi/2$	ϕ_3	-3,82**	-7,37**
	ϕ_4	-2,97**	-2,01**
$2\phi/3$	ϕ_5	-5,86**	-5,86**
	ϕ_6	-0,07	1,34
$\phi/3$	ϕ_7	-3,19	-6,27**
	ϕ_8	-5,01**	-1,6
$5\phi/6$	ϕ_9	-6,26**	-5,55**
	ϕ_{10}	-0,77	0,93
$\phi/6$	ϕ_{11}	-4,50**	-6,97**
	ϕ_{12}	-2,58**	-1,56
	$F_{1,\&,12}$	35,33**	27,38**
	$F_{2,\&,12}$	35,38**	28,80**
$\phi/2$	$F_{3,4}$	12,45**	30,83**
$2\phi/3$	$F_{5,6}$	17,15**	18,40**
$\phi/3$	$F_{7,8}$	19,12**	20,88**
$5\phi/6$	$F_{9,10}$	20,04**	15,99**
$\phi/6$	$F_{11,12}$	14,73**	26,46**
Análise dos Erros			
	$F / AR0_{141}$	0,00	0,01
	$F / AR0_{1412}$	0,01	0,20
	$F / ARCH0_{141}$	0,49	0,04
	$F / ARCH0_{1412}$	4,08	2,44
	BJ	0,78	80,96**

Ambas as séries foram transformadas logaritmicamente
Nível de significância de 5%

De acordo com os resultados obtidos, não é possível rejeitar a hipótese de raiz unitária não sazonal nos nados-vivos ao nível de significância de 5%. Por outro lado, o mesmo não se verifica na série óbitos, onde o teste parece dar a indicação de que a série é estacionária. No que respeita à sazonalidade, os dados sugerem a inexistência de raízes unitárias sazonais em ambas as séries. É possível, portanto, remover a sazonalidade através de variáveis *dummy* sazonais.

Em suma, à série nados-vivos foi-lhe aplicado o filtro $(1-L)$ para a tornar estacionária. Seguidamente, passou-se ao ajustamento de modelos lineares ARMA, descritos na próxima subsecção.

1.2 – Modelos Univariados

Após se ter investigado sobre a ordem de diferenciação a utilizar em cada uma das séries, o passo seguinte consistiu em ajustar um processo auto-regressivo e de médias móveis aos resíduos da seguinte regressão,

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^{S-1} \alpha_s D_{st} + \beta_0 t + X_t \quad (8)$$

ou seja,

$$\phi(L)\phi_s(L^s)(1-L^d)(1-L^D)X_t = \theta(L)\theta_s(L^s)\varepsilon_t, \quad (9)$$

Onde, ε_t é i.i.d. $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$,

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

$$\phi_s(L^s) = 1 - \phi_{1,s} L^s - \phi_{2,s} L^{2s} - \dots - \phi_{p,s} L^{ps}$$

$$\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$$

$$\theta_s(L^s) = 1 + \theta_{1,s} L^s + \theta_{2,s} L^{2s} + \dots + \theta_{q,s} L^{qs}$$

Estes modelos são usualmente identificados na forma $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$. Box e Jenkins (1976) sugerem um ciclo interactivo de três etapas, que engloba a identificação, a estimação e a avaliação do diagnóstico. Genericamente, as etapas envolvem a identificação das ordens adequadas para os processos auto-regressivos e de médias móveis, ao que se segue a estimação do modelo por máxima verosimilhança exacta, onde se assegura que a sequência $\{\varepsilon_t\}$ tenha as propriedades de um ruído branco, aproximadamente. A interactividade do processo vem no seguimento da necessidade em encontrar as ordens correctas utilizando alguns critérios de selecção de modelos que conjugam a minimização da soma do quadrado dos erros da regressão (9) e a parcimónia no número de parâmetros a estimar.

Neste âmbito, foi utilizado o *Bayesian Information Criteria* (BIC) e o *Akaike Information Criteria* (AIC), com destaque para o primeiro uma vez que selecciona modelos mais parcimoniosos que o AIC. Verificou-se anteriormente que as ordens óptimas de integração e integração sazonal eram, respectivamente, $d = 1,0$ e $D = 0,0$ para os nados-vivos e óbitos. No Quadro 2 encontra-se a estimação dos modelos de acordo com a notação introduzida em (9).

Quadro 2

Modelos SARIMA				
Série	Modelo Estimado	$\hat{\omega}$	θ_{20}^2	BIC
NV	$1/4 L(1 - 0,39L - 0,031L^2)(1 - 0,262L^2) \varepsilon_t$ $/0,0680 \quad /0,0740 \quad /0,0680$	0,0202	14,94 $/0,600$	-7,72
OB	$1/4(1 - 0,297L)(1 - 0,248L^2) \varepsilon_t$ $/0,0660 \quad /0,0690$	0,0541	10,99 $/0,890$	-5,78

Contudo, é necessária alguma prudência na análise dos valores previstos. A experiência mostra que para valores previstos no curto prazo, ou seja, num intervalo de tempo inferior a um ano, os modelos de Box-Jenkins fornecem resultados relativamente satisfatórios. Inversamente, à medida que o horizonte temporal é alargado, a dinâmica autoregressiva do modelo deixa de surtir qualquer efeito, aumentando fortemente o peso da tendência.

2 – Saldos Migratórios

A componente migratória do movimento da população reparte-se em migrações internacionais (entradas e saídas) e migrações internas. Aos dados globais anuais previstos deve-se acrescentar as suas características sexo, idades e distribuição geográfica. Torna-se ainda necessário recorrer a um processo de previsão de forma a obter estes dados também numa vertente mensal.

Devido à inexistência de registos estatísticos directos sobre as variáveis de Imigração e Emigração, não foi possível utilizar os procedimentos estatísticos apresentados na secção anterior. Desde 1988 que não existe recolha directa do fenómeno emigratório, devido à abolição do passaporte de emigrante.

Em relação à imigração, embora se tenha a informação sobre imigrantes estrangeiros, através do registo da legalização de residência, facultada pelo Serviço de Estrangeiros e Fronteiras (SEF) do Ministério da Administração Interna, desconhece-se com profundidade os níveis a que remontam o regresso dos emigrantes, bem como o fenómeno da imigração ilegal, fenómeno que determinou dois processos de legalização extraordinários em 1992 e 1996.

A conjugação destes factos levou à impossibilidade de se criarem séries temporais sobre os movimentos migratórios inviabilizando o recurso às técnicas de previsão anteriormente descritos.

A inexistência de fontes estatísticas sobre o registo directo dos fluxos migratórios internos e externos determinou que os saldos migratórios globais tivessem sido estimados com base no Recenseamento Geral da População de 15 de Abril de 1991 (tendo em conta a exploração das respostas sobre a residência anterior), complementado com outras fontes de informação. A estimativa da imigração tem por base a conjugação do valor dos fluxos de entrada incluindo o regresso de emigrantes portugueses disponibilizados pelo Inquérito ao Emprego (IE), como pelas entradas de imigrantes estrangeiros cujas fontes de informação são o SEF e o IE. Os fluxos de saída são estimados conjugando os dados das estatísticas de entradas nalguns países de destino da emigração portuguesa, com os dados fornecidos pelo Inquérito aos Movimentos Migratórios de Saída (IMMS) e da saída de estrangeiros cujas fontes são também o IMMS e SEF.

Este processo de previsão anual dos movimentos migratórios é um processo dependente e coerente do processo de projecção da população residente onde são fixadas hipóteses de projecção de longo prazo para estas variáveis migratórias. A repartição por sexo e por NUTS III do total anual previsto para a imigração faz-se através de uma estrutura censitária (oriunda dos Censos de 1991 – resultante da exploração dos dados referentes à residência anterior da população recenseada, ou seja em 31-XII-1989). Na repartição por sexo e por NUTS III dos valores totais previstos para emigração faz-se através de uma estrutura que se obtém pelo resultado da população natural com a imigração anual.

Finalmente, a repartição por meses das componentes do Saldo Migratório assentou no padrão sazonal exibido por um indicador associado, de frequência trimestral. Este indicador – factores sazonais médios- foi calculado através dos dados fornecidos pelo Inquérito aos Movimentos Migratórios de Saída. A cada elemento dos grupos trimestrais foi atribuído um ponderador mensal idêntico. O saldo migratório interno foi também retirado do Censo 91, mantendo-se constante em cada ano. O IE disponibiliza igualmente dados sobre migrações internas da população, mas que não foram aproveitados por este inquérito não se estar vocacionado para a recolha de informação desta natureza. A repartição por meses do saldo migratório interno não foi efectuada, devido aos seus reduzidos efectivos a nível regional.

Pretende ainda estudar uma metodologia que se espera mais adequada, de modo a permitir conhecer com menor grau de incerteza os números associados ao fenómeno migratório, incluindo uma actualização da sua distribuição por regiões e por meses.

3 – Conclusões

Os resultados obtidos pelos métodos de previsão atrás mencionados revelaram-se eficazes e satisfatórios para o cálculo das estimativas mensais de população residente por sexo e NUTS III pelo que se passou a adoptar a metodologia proposta.

As estimativas mensais da população residente por sexo, idades e NUTS III foram obtidas pela aplicação de uma estrutura etária média baseada nos dois anos anteriores das estimativas anuais de população residente por sexo, idades e NUTS III, estrutura esta diferenciada segundo os sexo. Apesar dos erros associados este processo de desagregação da população mensal por idades revelou-se mais simples e operacional do que outras hipóteses de trabalho ensaiadas.

Periodicamente é feita uma análise de qualidade à informação produzida, com comparação entre os dados previstos e os dados definitivos, sendo considerados mínimos os erros de previsão, tendo em conta os espaços temporais existentes entre o momento de previsão e o da obtenção dos dados definitivos. Paralelamente, vão sendo testadas novas especificações com o intuito de otimizar a utilidade dos modelos estatísticos de previsão foram minimizados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Beaulieu, J.J. e Miron, J.A. (1993). "Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data", *Journal of Econometrics*, 55, 305-328.

Box, G.E.P. e Jenkins, G.M. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting Control*. San Francisco, Holden-Day.

Carter, L.R. e Lee, R.D. (1986). "Joint Forecasts of U.S. Marital Fertility, Nuptiality, Births, and Marriages Using Time Series Models", *Journal of the American Statistical Association*, 81, 902-911.

Ghysels, E., Lee H.S. e Noh, J. (1994). "Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series", *Journal of Econometrics*, 62, 415-442.

Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. e Yoo, B.S. (1990). "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.

Land, K.C. (1986). "Methods for National Population Forecasts: A Review", *Journal of the American Statistical Association*, 81, 888-901.

Whelpton, P.K. (1936). "An Empirical Method of Calculating Future Population", *Journal of the American Statistical Association*, 31, 457-473.

INE. Séries Estimativas Provisórias nº 26, 27, 28 e 29.

Notas

¹ Nomenclatura das Unidades Territoriais para fins Estatísticos

² A primeira série engloba os nados-vivos de mães residentes em Portugal e a segunda os óbitos de residentes portugueses. Em ambos os casos foram excluídos os indivíduos com residência ignorada e os estrangeiros.