



UNIVERSIDADE DE ÉVORA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA



DOCUMENTO DE TRABALHO Nº **2008/03**
Julho

Uma Análise de Causalidade entre o número de Casamentos e
de Nascimentos em Portugal*

1.^a versão: Maio 29, 2008
Esta versão: Julho 04, 2008

António Caleiro[#]

caleiro@uevora.pt

Universidade de Évora, Departamento de Economia

* Este trabalho resulta da participação do autor no projecto FCT: POCTI/DEM/59445/2004 – ‘Fertility in Portugal: a macro/micro economic perspective’.

Gostaria de agradecer ao(à) leitor(a) anónimo(a) da versão anterior pelos seus comentários esclarecedores.

UNIVERSIDADE DE ÉVORA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
Largo dos Colegiais, 2 – 7000-803 Évora – Portugal
Tel. +351 266 740 894 Fax: +351 266 740 807
www.decon.uevora.pt wp.economia@uevora.pt

Resumo/Abstract:

A existência de uma marcada sazonalidade no número de nascimentos que se verificam ao longo dos diversos meses do ano em Portugal, detectada em trabalho complementar a este, a qual se mostra robusta face à tendência claramente decrescente na fecundidade que se tem verificado no nosso país, levanta uma questão que se prende com a existência de factores explicativos daquele facto. No que diz respeito a estes factores, a literatura aponta para uma possível influência da sazonalidade que caracteriza o número de casamentos. Assim, o objectivo deste trabalho é o de verificar se a eventual sazonalidade no número de casamentos que se verificam no nosso país se apresenta, efectivamente, como factor explicativo da sazonalidade presente no número de nascimentos, não excluindo a possibilidade de existir também uma causalidade de natureza inversa. Para tal, utilizam-se testes de causalidade a la Granger num contexto de um modelo vector-autoregressivo relacionando os nascimentos com os casamentos que se verificaram em Portugal, em termos mensais, durante o período 1977-2006. A principal conclusão é que os casamentos continuam a apresentar-se como factores explicativos dos nascimentos, não se verificando, contudo, uma causalidade inversa.

Palavras-chave/Keywords: Casamentos, Fecundidade, Modelos Vector-Autoregressivos, Nascimentos, Portugal, Sazonalidade, Testes de Causalidade.

Classificação JEL/JEL Classification: C32, J12, J13.

1. Introdução

A existência de uma marcada sazonalidade no número de nascimentos que se verificam ao longo dos diversos meses do ano em Portugal, detectada em trabalho complementar a este [Caleiro (2008)], a qual se mostra robusta face à tendência claramente decrescente na fecundidade que se tem verificado no nosso país, levanta uma questão que se prende com a existência de factores explicativos daquele facto. No que diz respeito a estes factores, a literatura aponta para uma possível influência da sazonalidade que caracteriza o número de casamentos.

Assim, o objectivo deste trabalho é o de verificar se a eventual sazonalidade no número de casamentos que se verificam no nosso país se apresenta, efectivamente, como factor explicativo da sazonalidade presente no número de nascimentos, não excluindo contudo a possibilidade de existir também uma causalidade de natureza inversa. Na verdade, sendo certo que, à partida, a nupcialidade condiciona a natalidade também se poderá considerar como eventualmente verificável uma influência da natalidade sobre a nupcialidade.

Em termos metodológicos, para atingir aquele objectivo utilizam-se testes de causalidade *a la* Granger num contexto de um modelo vector-autoregressivo relacionando os nascimentos com os casamentos que se verificaram em Portugal, em termos mensais, durante o período 1977-2006.

O resto do trabalho apresenta a seguinte estrutura. Na secção 2 procede-se a uma breve revisão da literatura, salientando alguns estudos considerados de interesse na análise da (eventual) relação entre casamentos e nascimentos (do ponto de vista sazonal). Na secção 3 são apresentados os dados, chamando-se a atenção para a aparente sazonalidade que está presente no número de casamentos e de nascimentos que se verificam ao longo do ano em Portugal. A secção 4 apresenta uma análise de sincronização entre as séries temporais dos casamentos e nascimentos, servindo de ligação entre a secção 3 e a secção 5. Nesta quinta secção apresenta-se, então, uma análise de causalidade entre os casamentos e nascimentos, pretendo-se verificar se existe alguma relação, e de que tipo (directa ou inversa, num único sentido ou em ambos os sentidos) entre aquelas duas variáveis. A secção 6 conclui o trabalho através da apresentação das limitações deste trabalho e das potenciais vias para novas análises.

2. Revisão da literatura

A literatura sobre a fecundidade, em geral, e mesmo aquela que, em particular, incide somente sobre os seus factores explicativos, é reconhecidamente muito vasta. Tendo em conta este facto, gostaríamos de chamar a atenção para (inevitavelmente somente) alguns estudos de particular interesse para a abordagem aqui utilizada, ou seja a que enfatiza os aspectos sazonais associados à fecundidade, e enquanto factor (parcialmente) explicativo desta, a sazonalidade na nupcialidade.

Como é sabido, uma das possíveis abordagens das questões associadas à fecundidade e à nupcialidade consiste no chamado ‘modelo económico’, o qual se tornou relevante sobretudo após os trabalhos de Gary Becker sobre a fundamentação microeconómica do casamento e da (dimensão óptima da) família [veja-se, por exemplo, Becker (1973,1974)].

Nesta linha de pensamento, Murphy (1992) chama a atenção para a aparente relação, *do ponto de vista temporal*, que, nos países ocidentais, existe entre o ciclo económico e a fecundidade. Esta relação, a qual se revelou positiva/directa sobretudo no período *post-II* guerra mundial, tornou-se negativa/inversa após o *baby boom* daquela época, podendo a explicação ter que ver com alterações na afectação de tempo que os casais passaram a fazer, tendo em conta a ‘quantidade’ e ‘qualidade’ dos filhos.

A afectação do tempo dos casais entre as diversas tarefas, incluindo o emprego e a procriação, tornou-se, efectivamente, uma questão com relevância acrescida à medida que se verificou o reforço da entrada das mulheres no mercado de trabalho. De acordo com uma visão estabelecida, o *custo económico* dos filhos torna-se maior quanto maior for o salário potencial da mulher, dado ser esta que, na prática ou quase sempre, abdica do seu trabalho/emprego para cuidar dos filhos. Existe assim, para as mulheres, uma relação negativa entre salários e o número de filhos, mas para os homens, aparentemente, quanto maior o salário maior poderá ser a propensão para ter filhos dados os *custos monetários/financeiros* associados aos filhos.

No que diz respeito aos custos dos filhos (fazendo a distinção entre os dois progenitores) torna-se interessante chamar a atenção para o facto de a realidade portuguesa, no que concerne ao mercado laboral feminino, se apresentar distinta em

relação à maioria dos países do resto da Europa e também dos Estados Unidos. Na verdade, existem indícios de que a acrescida participação das mulheres (independentemente de terem filhos ou não) no mercado de trabalho resulta de diversas necessidades, inclusive económicas.¹ Deste ponto de vista, tendo em conta os custos monetários de um filho, torna-se plausível um aumento nas taxas de emprego das mulheres (e também dos homens), conforme mostram estudos recentes da União Europeia no âmbito do programa *EQUAL*. Este aumento nas taxas de emprego tem, no entanto, consequências aparentemente distintas no que ao género diz respeito. Na verdade, a literatura aponta para o facto de os empregadores considerarem os homens casados (e com filhos) como sendo mais responsáveis, mais motivados e, logo, mais produtivos, daí resultando um salário mais elevado, o mesmo não acontecendo com as mulheres casadas (com filhos) já que estas tendem a ser consideradas como potencialmente menos produtivas, daí resultando uma penalização em termos salariais e de progressão na carreira.²

A questão atrás apresentada está, curiosamente, relacionada com uma outra linha de raciocínio, baseada em aspectos relacionados com o nível de felicidade. Um resultado geralmente obtido na literatura (de natureza empírica) é o de que os indivíduos casados são, em regra, mais felizes que os indivíduos que permanecem solteiros (Stack & Eshleman, 1998). Em termos relacionados apresenta-se a conclusão de Stutzer & Frey (2006): os solteiros mais felizes são aqueles que mais provavelmente acabarão por casar. Mais interessante do ponto de vista do nosso trabalho é a conclusão que a divisão do trabalho, sobretudo do ponto de vista das mulheres, torna os casais jovens (com filhos) mais felizes.³ Este facto está de acordo com a hipótese de ‘especialização’ – ou seja um dos membros do casal, geralmente o homem, tendo um emprego, e o outro ocupando-se dos filhos e dos afazeres domésticos, geralmente a mulher – ou seja que os casais com maiores disparidades de rendimentos são aqueles

¹ Nicodemo (2007) apresenta indícios de que a decisão da mulher em participar no mercado de trabalho é, no caso de Portugal, independente da sua condição (ou não) de mãe. Veja-se também Galego (2006) para uma análise das diferenças entre as mulheres e os homens, em Portugal, no que diz respeito ao mercado de trabalho resultante da criação do próprio emprego.

² Aparentemente, para Portugal, esta relação só é significativa no caso dos homens.

³ A literatura sobre os aspectos económicos da felicidade começa a ser já bastante extensa. Neste campo, entre outros, podem considerar-se Clark & Oswald (1994), Di Tella et al. (2001), Easterlin (2001), Frey & Stutzer (2000,2002a,2002b) e Oswald (1997).

que mais beneficiam com o casamento. A explicação é que, estando também empregadas, as mulheres continuam, apesar disso, a suportar o grande peso das tarefas domésticas, incluindo aquelas associadas aos filhos.

Na verdade, o tempo óptimo de ter filhos depois do casamento, mesmo do ponto de vista económico (das mulheres) tem sido alvo de alguma controvérsia. Por exemplo, de acordo com Cigno (1983), as mulheres com elevado ‘capital humano ao início do casamento’, logo elevada capacidade de rendimento, deverão concentrar os nascimentos dos seus filhos no início do casamento, enquanto as restantes deverão ‘diluir’ os nascimentos ao longo da sua vida fértil. Já para Happel et al. (1984), a concentração óptima de nascimentos deverá acontecer *imediatamente após* ou então *consideravelmente mais tarde após* o casamento, sendo este último caso aquele que se aplica precisamente para as mulheres com maior capacidade de gerar rendimento ao longo da sua vida. Fazendo o contraste entre estes dois resultados, Cooman et al. (1987) concluem que, regra geral, o aumento nos rendimentos/salários das mulheres provoca um adiamento do primeiro filho após o casamento.

Em termos de evidência empírica, Gutiérrez-Domènech (2008) mostra que, nas gerações espanholas mais recentes, o emprego das mulheres propicia o casamento (mais cedo) mas tem um efeito negativo sobre os nascimentos porque os faz adiar. Deste ponto de vista, o desemprego actua negativamente sobre a fecundidade na medida em que, quer nos homens quer nas mulheres, atrasa a idade do casamento.

Por sua vez, Anderson et al. (1987), ao estudarem o caso da Malásia, verificaram que, para além de questões associadas à raça, as variáveis económicas são determinantes na idade do casamento (das mulheres naquele país). Montgomery & Sulak (1989) consideraram o caso da Indonésia, Coreia e Malásia, para verificar até que ponto se consegue explicar a procura de mulheres para casamento com maior nível de educação, assim como a associação positiva entre o nível de educação das mulheres e a idade do casamento.⁴ Bollen et al. (2007) estudaram a influência do rendimento permanente no nível de fecundidade registado em países em via de desenvolvimento (no caso, o Gana e o Peru), tendo concluído que aquela variável

⁴ É interessante referir que a literatura sobre a felicidade e o casamento aponta para o facto de existir um tanto maior nível de felicidade quanto menores forem as diferenças nos níveis educacionais dos dois elementos do casal.

(latente) económica exerce um efeito negativo sobre a fecundidade.

Robinson (1997), embora reconhecendo que o 'modelo económico' da fecundidade é preponderante, chama a atenção para a necessidade de este mesmo modelo ser alvo de um maior rigor conceptual, até porque, obviamente, existem outros factores de natureza não económica que explicam a fecundidade, em particular aqueles associados à religião. Por exemplo, Sander (1992) estudou o efeito do catolicismo na fecundidade (nos Estados Unidos). De acordo com este estudo, o catolicismo exerce um efeito positivo sobre a fecundidade, sendo aparente que este efeito tem vindo a perder importância.

Deste ponto de vista, Singh et al. (1985) estudam a questão da fecundidade de uma forma interessante, seguindo a classificação de Bongaarts (1978), ou seja considerando os quatro factores através dos quais os elementos de natureza económica, social e outros exercem os seus efeitos sobre a fecundidade: casamento, contraceção, aborto e redução da fecundabilidade no período pós-parto.

Em suma, quer se utilize ou não uma abordagem económica da questão, a fecundidade parece estar (intimamente) associada à nupcialidade, ainda que os casamentos (religiosos) tenham vindo a perder alguma importância em relação à co-habitação, à qual se pode associar a existência de um número crescente de filhos fora do nascimento.

A título de exemplo, Engelen & Hillebrand (1986) estudaram o caso da Holanda, notando que os padrões típicos de nupcialidade e de fecundidade que se verificaram, de um modo geral, noutros países europeus, só se verificaram com um certo desfasamento naquele país. Também Peristera & Kostaki (2007) exploraram as alterações aparentes nas taxas de fecundidade por idades que se têm vindo a verificar, sobretudo nas idades mais jovens, apontando como possíveis causas, entre outras, alterações nos comportamentos face ao casamento.

No que à sazonalidade dos nascimentos e casamentos diz respeito, Grech et al. (2003) encontraram evidências de que, em Malta, os picos de sazonalidade entre os casamentos e os nascimentos estão relacionados, sendo o desfasamento de 13 a 14 meses, usando como explicação o facto de (imediatamente) após o casamento, existir um número acrescido de relações sexuais sem preocupações contraceptivas.

Reconhecem também que a proporção de crianças nascidas fora do casamento tem vindo a aumentar, o que pode fazer desaparecer aquela ligação entre o número de casamentos e de nascimentos. Este facto poderá dever-se também a actividade sexual pré-marital e uma menor pressão social para que de uma gravidez (indesejada) resulte um casamento, facto este também realçado por Merrigan & St.-Pierre (1998). Tendo em conta estes aspectos, a relação entre a sazonalidade dos casamentos e dos nascimentos tem também sido posta em causa [Lam & Miron (1991), e Mathers & Harris (1983)].

Em relação a Portugal, a sazonalidade nos nascimentos e, sobretudo, nos casamentos é bem evidente, conforme se mostra de seguida.

3. Apresentação dos dados

Apresentam-se de seguida os dados correspondentes aos nascimentos e casamentos, por meses do ano, para o período 1977-2006, o que perfaz 360 observações.⁵

Conforme a figura 1 mostra, o número de nascimentos em Portugal apresentou um forte decréscimo desde 1977 até, sensivelmente, 1996. A partir desta data, até sensivelmente 2001, houve uma aparente inversão desta tendência decrescente. No final do período, o número de nascimentos voltou a decrescer.

⁵ A fonte de todos os dados aqui utilizados é o Eurostat. Esta fonte disponibiliza dados sobre estas duas variáveis para anos mais atrasados mas, por uma questão de estabilidade no modelo gerador dos dados, optou-se por considerar aqueles somente após 1977 (inclusive).

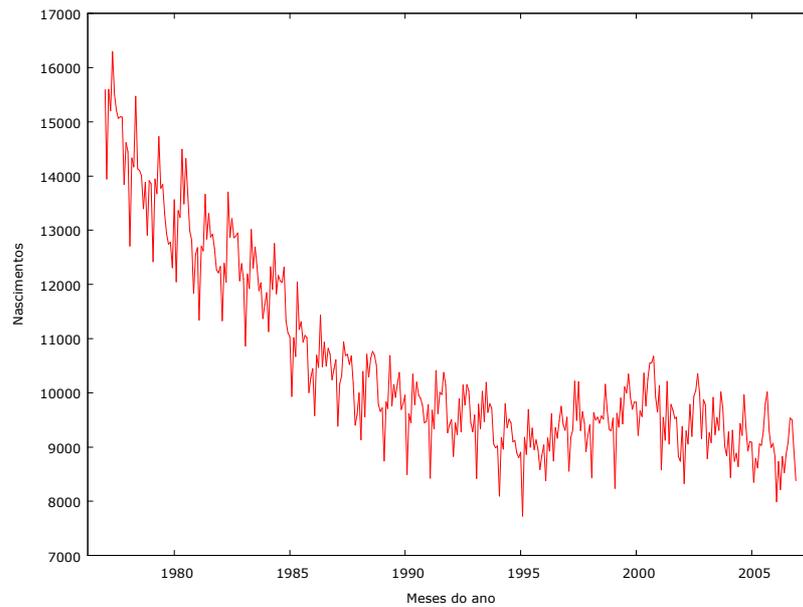


Figura 1: Os nascimentos em Portugal (1977-2006)

No que diz respeito ao número de casamentos que se verificaram em Portugal naquele período, conforme mostra a figura 2, a tendência é razoavelmente decrescente, apesar de existirem sub-períodos onde se verificaram aumentos de casamentos, sobretudo nos meses associados a picos no número de casamentos.

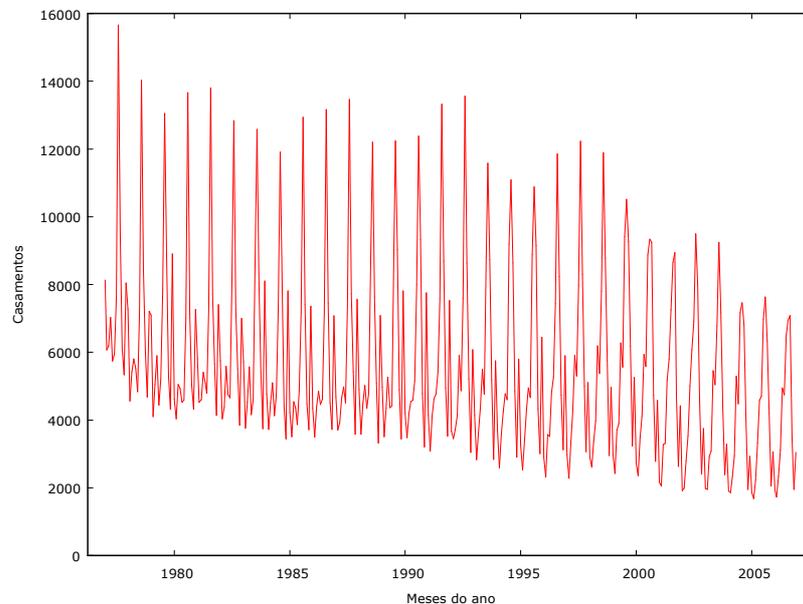


Figura 2: Os casamentos em Portugal (1977-2006)

Dado que nem todos os meses do ano têm o mesmo número de dias, uma

representação mais fiel da realidade no que diz respeito aos nascimentos e casamentos pode ser obtida se se considerar o valor médio, em termos diários, conforme se mostra nas figuras 3 e 4.

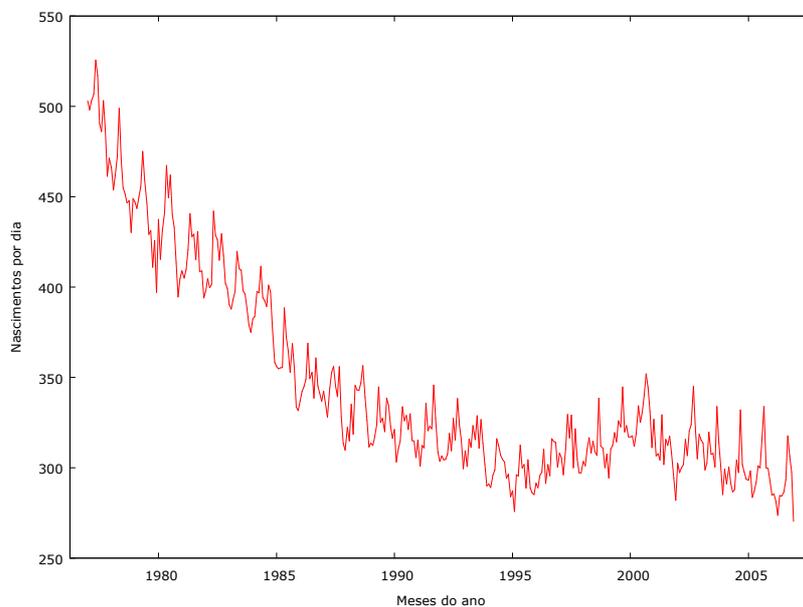


Figura 3: O número de nascimentos por dia em Portugal (1977-2006)

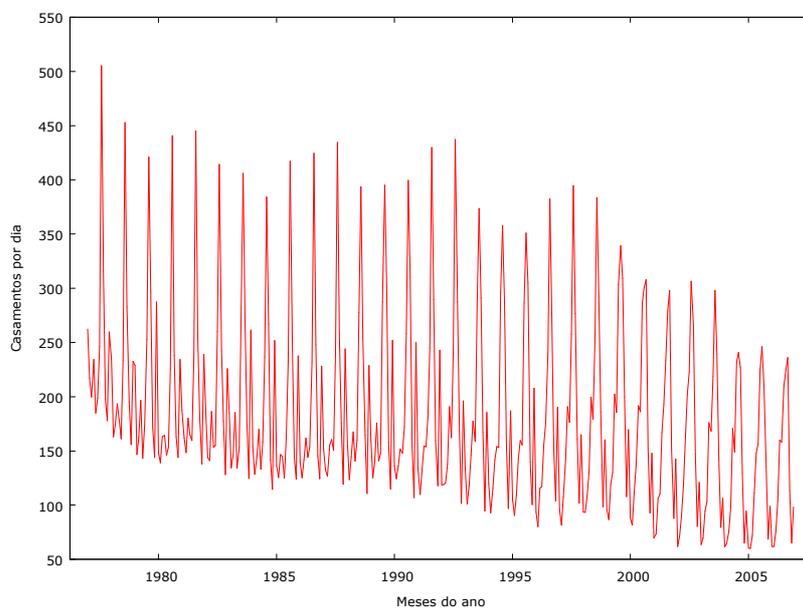


Figura 4: O número de casamentos por dia em Portugal (1977-2006)

A figura 3 mostra que os nascimentos em Portugal se caracterizam por alguma sazonalidade, sendo detectáveis picos de nascimentos nos meses de Maio e, sobretudo,

Setembro [para uma análise mais detalhada deste aspecto veja-se Caleiro (2008)]. A sazonalidade é bastante mais marcada no número de casamentos tal como se mostra na figura 4. Na verdade, a grande maioria dos casamentos que se verificam em Portugal concentra-se nos meses de Verão, em particular em Agosto e Setembro.

Como é sabido, uma das possíveis formas de analisar a sazonalidade nas séries temporais consiste no recurso à metodologia dos modelos autoregressivos e de médias móveis (ARMA). Neste caso, a utilização dos modelos ARMA permite ‘condensar’ os efeitos sazonais recorrendo a um exercício de previsão. Utilizando a metodologia X-12-ARIMA [ver <http://www.census.gov/srd/www/x12a/>] e TRAMO [ver Gómez & Maravall (1996)] os resultados que se obtiveram estão representados na figura 5.⁶

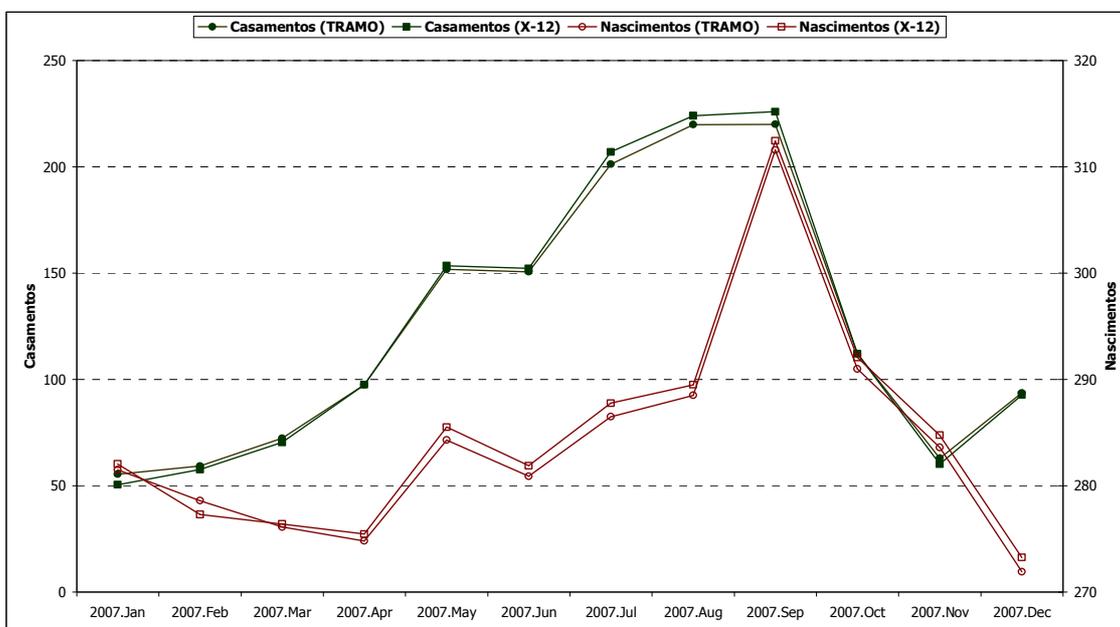


Figura 5: As previsões para os nascimentos e casamentos em Portugal (2007)

A figura 5 mostra claramente que os meses de Julho, Agosto e Setembro são aqueles onde se registam a maior parte dos casamentos em Portugal, sendo também de salientar, em termos relativos, um ligeiro ‘pico’ de casamentos em Dezembro. No que aos nascimentos diz respeito, o pico de Setembro é claramente visível, sendo de

⁶ (Quase) toda a tarefa computacional foi feita recorrendo ao programa **gretl 1.7.4** [GNU Regression, Econometrics and Time-series Library] livremente disponível em <http://gretl.sourceforge.net/>. Como confirmação utilizou-se também o programa **JMulTi 4.2** [Time Series Analysis with Java] livremente disponível em <http://www.jmulti.com>.

salientar também, em termos relativos, o pico de Maio, embora claramente menos significativo que o de Setembro [Caleiro (2008)].

4. Uma análise de sincronização entre casamentos e nascimentos em Portugal

Procede-se de seguida à apresentação de uma análise de sincronização entre os casamentos e os nascimentos que se verificaram em Portugal. Esta análise será feita recorrendo ao estudo da evolução dos coeficientes de correlação entre as séries temporais dos casamentos e dos nascimentos. Como, em princípio, a relação causa-efeito entre as duas variáveis pode ser biunívoca, i.e. os valores dos casamentos poderão ser explicativos dos valores dos nascimentos mas, também, os nascimentos poderão ser causa dos casamentos, ainda que com um certo desfaseamento, a análise de causalidade entre as duas variáveis que se pretende efectuar, poderá ser interessante preceder aquela análise por uma outra em torno do grau de correlação entre as duas séries, com diferentes desfaseamentos temporais, enquanto medida de sincronização entre os casamentos e os nascimentos.

Formalizando o argumento anterior, considere-se que c_t representa o número de casamentos verificados no momento (mês) t , enquanto n_t representa o número de nascimentos verificados no momento (mês) t . Poder-se-á então calcular o coeficiente de correlação, $r_{t,k}$, entre os valores registados pelas duas séries, desde t_0 (sendo t_0 o momento no tempo mais afastado permitindo o cálculo desse coeficiente) até ao momento t , considerando um desfaseamento k entre as duas variáveis. Assim, se $r_{t,k}$ designar o coeficiente de correlação (c_{t+k}, n_t) , tal significa que, no caso em questão, para valores de k negativos, a série dos nascimentos precede a dos casamentos em k meses, enquanto que para valores de k positivos a série dos casamentos precede a dos nascimentos em k meses.

Admitindo esta formalização, a figura 6 mostra a evolução dos coeficientes de correlação entre os casamentos e os nascimentos, considerando todos os casos desde $k = -9$ (i.e. nascimentos a terem lugar 9 meses antes dos casamentos) até $k = 24$ (i.e. nascimentos a terem lugar 24 meses depois dos casamentos).

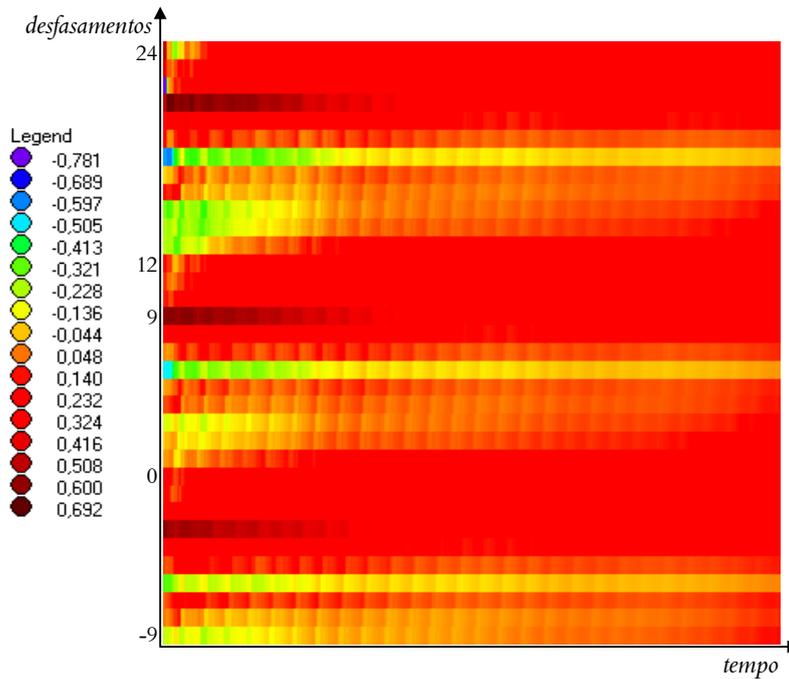


Figura 6: A evolução da correlação (desfasada) entre os casamentos e os nascimentos

Conforme mostra a figura 6, existe um padrão interessante na evolução da correlação entre os casamentos e nascimentos, cuja periodicidade se repete de 12 em 12 meses. Deste ponto de vista, admitindo o desfasamento zero como referência, a correlação baixa à medida que o desfasamento aumenta, atingindo o valor mais baixo no desfasamento 6, aumentando de seguida, de um modo geral, até ao desfasamento 12, sendo de salientar também o desfasamento 9 (sobretudo no início do período).

A figura 7 mostra, em termos finais, como aquele padrão se repete com periodicidade anual (tal como a sazonalidade presente nas séries poderá explicar).

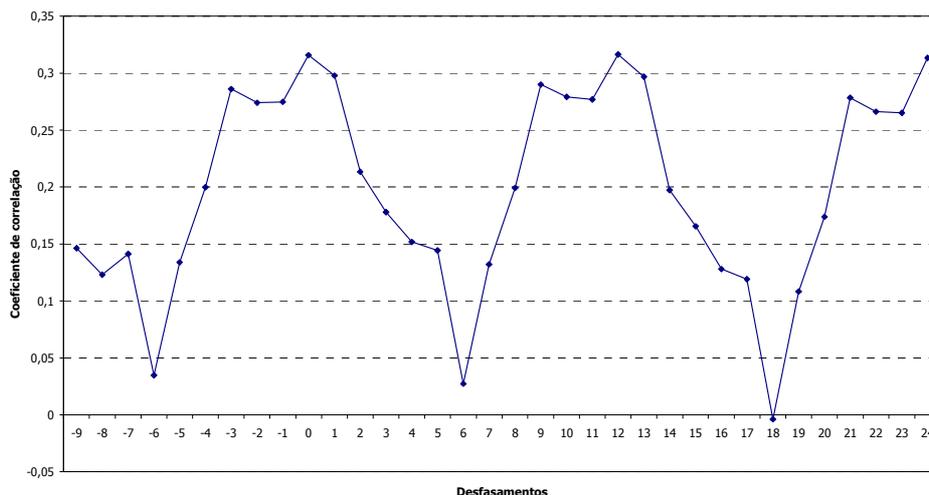


Figura 7: O coeficiente de correlação (final) em função dos desfasamentos

Por serem de particular interesse, considerem-se os desfasamentos $k = 0, 9$ e 12 meses. A evolução da correlação entre as séries de casamentos e nascimentos perfeitamente sincronizadas ($k = 0$) ou desfasadas de 1 ano ($k = 12$) mostra que têm vindo a aumentar os seus coeficientes de correlação, sendo mais elevados no final do período que o coeficiente de correlação correspondente a um desfasamento de 9 meses entre a série dos casamentos e a série dos nascimentos, o qual no início do período apresentava os valores mais elevados, apontando para uma relação entre os casamentos e os nascimentos passados 9 meses, a qual tem vindo a perder importância.

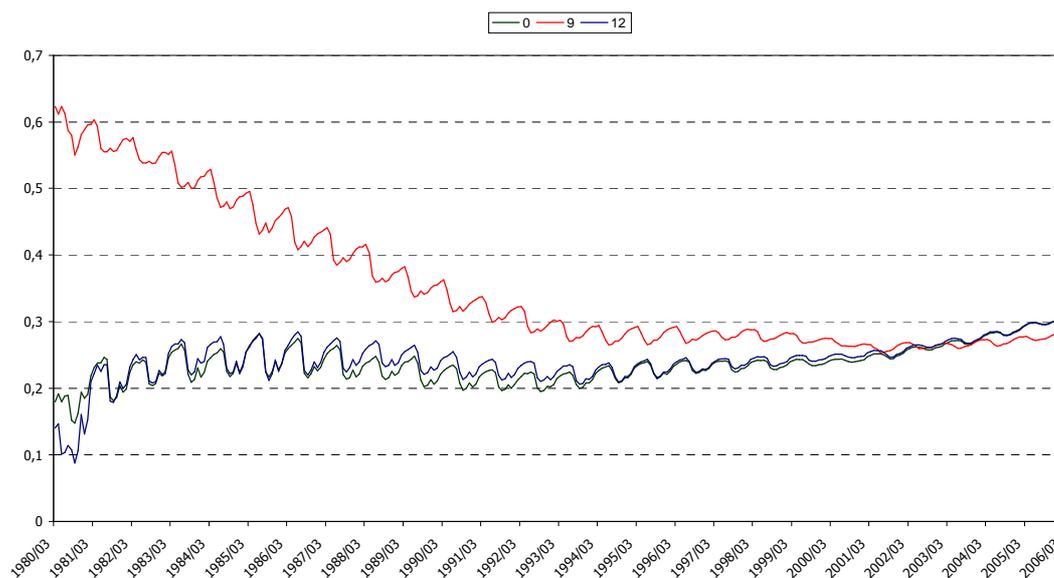


Figura 8: A evolução do coeficiente de correlação para alguns desfasamentos interessantes

Como é evidente, a existência de correlação é meramente indicativa da existência de uma (eventual) relação entre as variáveis em causa. A detecção da existência de causalidade entre as duas variáveis será, então, apresentada na secção seguinte.

5. Uma análise de causalidade entre casamentos e nascimentos

Aparentemente, a nupcialidade pode ser considerada como um factor explicativo da natalidade, até porque, em termos de normas sociais, os casamentos (religiosos) legitimam a natalidade e porque são factores de estabilidade dos quais resultam as condições para o nascimento dos filhos. Deste ponto de vista, espera-se que a série dos casamentos seja explicativa dos nascimentos (ainda que com algum desfasamento temporal). Todavia, à partida, não se pode excluir a possibilidade de os nascimentos serem factores explicativos dos casamentos (ainda que, também, com algum desfasamento temporal). Assim, à partida, admitimos uma relação de causalidade nos dois sentidos, embora com alguns desfasamentos temporais.⁷ Neste contexto, uma metodologia de análise estatística que parece ser particularmente adequada é a dos chamados modelos *vector autoregressivos* (VAR).

Assim, o modelo VAR que iremos considerar é do tipo:

$$\begin{bmatrix} n_t \\ c_t \end{bmatrix} = \mathbf{A}_0 x_t + \mathbf{A}_1 \begin{bmatrix} n_{t-1} \\ c_{t-1} \end{bmatrix} + \mathbf{A}_2 \begin{bmatrix} n_{t-2} \\ c_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + \mathbf{A}_p \begin{bmatrix} n_{t-p} \\ c_{t-p} \end{bmatrix} + u_t \Leftrightarrow$$

$$y_t = \mathbf{A}_0 x_t + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i y_{t-i} + u_t$$

onde x_t representa um vector de variáveis exógenas (por exemplo, uma constante, uma tendência, variáveis de sazonalidade, *etc.*), p representa o desfasamento máximo, e u_t representa um vector de resíduos.

Como é sabido, a inferência estatística a partir da estimação de um modelo do tipo atrás apresentado exige que as variáveis sejam estacionárias. Assim, um passo

⁷ Reflectindo este facto, Lillard (1993) considerou um modelo de equações simultâneas pretendendo explicar a duração do casamento e o tempo decorrido até ao nascimento dos filhos, após o casamento.

prévio consiste em testar a estacionaridade das séries dos casamentos e nascimentos, por exemplo, através de testes aumentados de Dickey-Fuller. No que diz respeito à série dos casamentos, uma regressão de Dickey-Fuller (considerando 10 defasamentos, em resultado de ser o número óptimo de acordo com os critérios AIC e BIC, e uma constante e uma tendência por se revelarem aparentemente significativas) conduziu à rejeição clara da hipótese da existência de uma raiz unitária na série dos casamentos.⁸ No que diz respeito à série dos nascimentos, uma regressão de Dickey-Fuller (considerando também 10 defasamentos, em resultado de ser também este o número óptimo de acordo com os critérios AIC e BIC, e uma constante por se revelar aparentemente significativa) conduziu também à rejeição clara da hipótese da existência de uma raiz unitária na série dos casamentos.⁹

Estando garantida a estacionaridade das séries, a estimação do modelo VAR torna-se possível.¹⁰ De acordo com os resultados que se obtiveram nos critérios tradicionais de escolha de defasamentos foi considerado um valor $p = 15$. Os resultados desta estimação, os quais se encontram em anexo, podem condensar-se no facto de, à parte uma forte sazonalidade, os nascimentos, em termos agregados, serem essencialmente explicados pelos nascimentos e casamentos que se verificaram no passado, enquanto que os casamentos, em termos agregados, não se apresentarem como explicativos dos casamentos. Este facto é também comprovado através das chamadas *funções de resposta a impulso*, tal como se mostra na figura 9.

⁸ Veja-se o anexo 1 para os pormenores.

⁹ Veja-se o anexo 1 para os pormenores.

¹⁰ Veja-se o gráfico das raízes do modelo VAR estimado em anexo.

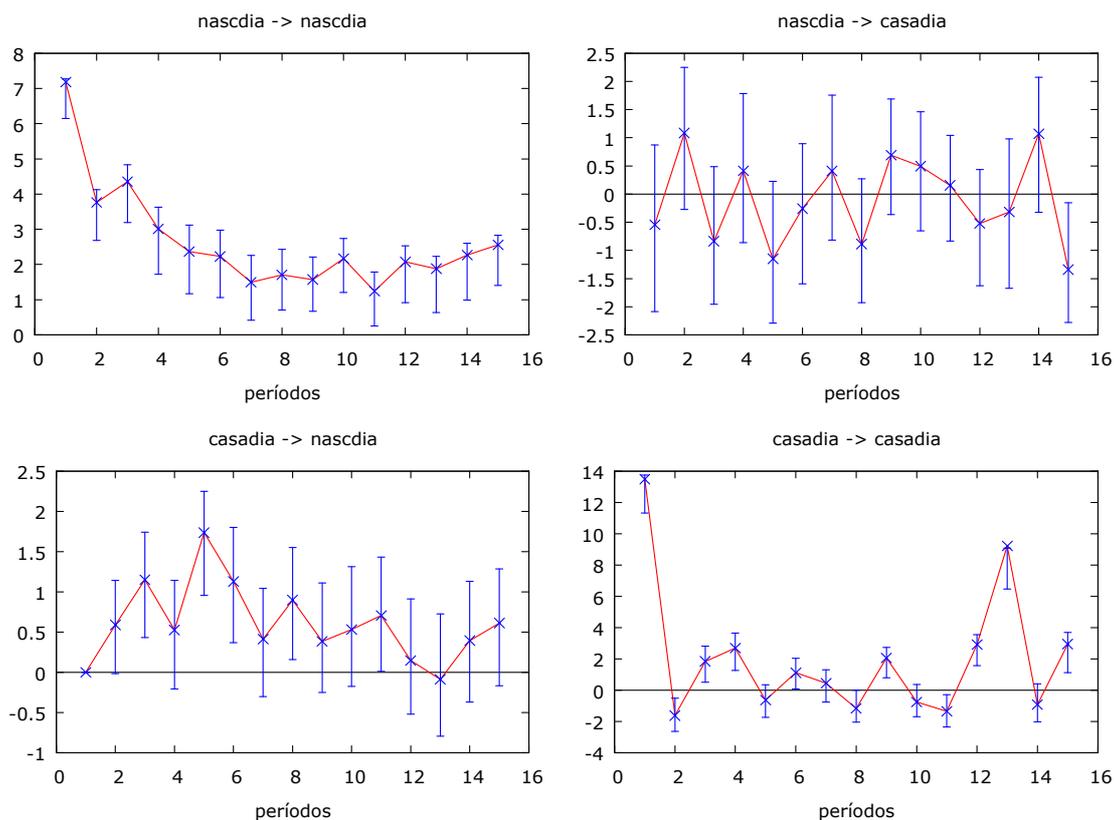


Figura 9: As funções de resposta a impulso

Uma outra forma de verificar até que ponto aquela conclusão é robusta consiste em confrontar as previsões dadas pelo modelo VAR (em que os nascimentos e os casamentos são determinados simultaneamente) com aquelas obtidas através dos modelos ARMA, em que cada uma das variáveis não entra na explicação da outra (veja-se a figura 5). Assim, considerem-se as figuras 10 e 11, as quais representam as previsões para os nascimentos e casamentos obtidas através do modelo VAR.

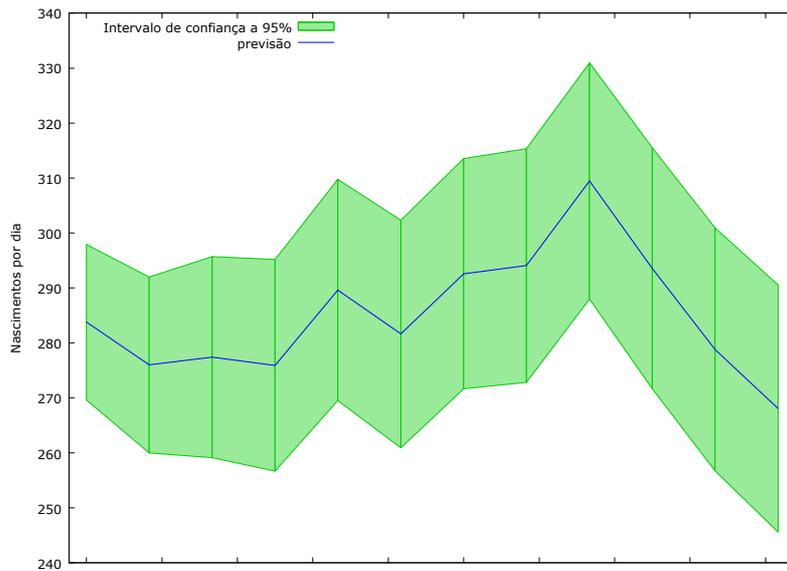


Figura 10: A previsão para os nascimentos em 2007 de acordo com o modelo VAR

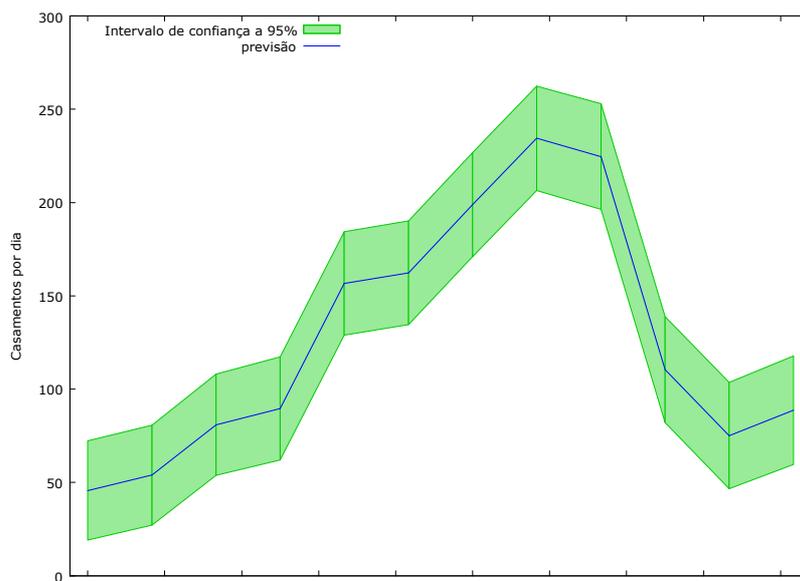


Figura 11: A previsão para os casamentos em 2007 de acordo com o modelo VAR

Em termos formais, as relações de causalidade podem ser testadas através de testes *a la* Granger. Tal significa que se está perante a rejeição da causalidade se não se puder rejeitar a hipótese de os valores passados de uma determinada variável não exercerem um efeito significativo sobre o valor presente da variável em causa. No nosso caso, o teste F associado à hipótese nula de todos os desfazamentos da série dos casamentos exercerem, em conjunto, um efeito nulo sobre os nascimentos atinge o valor $F(15,302) = 3,3464$, o que permite rejeitar claramente aquela hipótese (veja-se o

anexo). Já no que diz respeito ao teste F associado à hipótese nula de todos os defasamentos da série dos nascimentos exercerem, em conjunto, um efeito nulo sobre os casamentos atinge o valor $F(15,302) = 1,4492$, o que não permite rejeitar aquela hipótese (veja-se o anexo).

Sendo evidente que existem certos defasamentos não significativos, uma forma de continuar a análise consiste em simplificar o modelo através da eliminação daqueles defasamentos. A título complementar, a estimação isolada dos nascimentos em função dos nascimentos e casamentos deu origem à seguinte solução de longo prazo:

$$n = x + 0,838c_{(2,06)}$$

onde x contém as variáveis sazonais e uma constante.

O resultado anterior mostra, assim, que os casamentos exercem um efeito positivo e significativo sobre os nascimentos, também do ponto de vista do longo prazo.

6. Conclusão

Este trabalho pretendeu analisar as eventuais relações de causalidade entre o número de nascimentos e de casamentos que se verificam em Portugal. Para tal usaram-se dados mensais correspondentes ao período 1977-2006.

A principal conclusão é que, em termos agregados, os nascimentos, para além dos efeitos sazonais, são também explicados pelos casamentos, o que se pôde confirmar através de testes de causalidade *a la* Granger após a estimação de um modelo vector autoregressivo. Da análise de sincronização entre as duas variáveis mostrou-se também que o defasamento de 9 meses entre o casamento e o nascimento tem vindo a perder importância. A causalidade entre os casamentos e os nascimentos é também significativamente positiva do ponto de vista do longo prazo.

Uma outra conclusão igualmente importante é que, em termos agregados, os nascimentos não exercem um efeito causal sobre os casamentos.

Como eventuais vias de análises futuras, gostar-se-ia de confirmar os

resultados, por exemplo através de dois pontos de vista: (i) através da utilização de micro-dados e/ou (ii) através da desagregação regional dos dados, já que, aparentemente, a fecundidade e a nupcialidade apresentam (ainda) algum carácter regional em Portugal.

Referências bibliográficas

Anderson, K.H., M.A. Hill, & J.S. Butler (1987). Age at marriage in Malaysia: A hazard model of marriage timing. *Journal of Development Economics* 26(2): 223-234.

Becker, G.S. (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy* 81(4): 813-846.

Becker, G.S. (1974). A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy* 82(2): S11-S26.

Bollen, K.A., J.L. Glanville, & G. Stecklov (2007). Socio-economic status, permanent income, and fertility: A latent-variable approach. *Population Studies* 61(1): 15-34.

Bongaarts, J. (1978). A framework for analysing the proximate determinants of fertility. *Population and Development Review* 4 (1): 105-132.

Caleiro, A. (2008). Detecting Peaks and Valleys in the Number of Births in Portugal. *Munich Personal RePEc Archive* (MPRA) Paper No. 7031 (disponível em: <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/7031/>).

Cigno, A. (1983). Human capital and the time profile of human fertility. *Economics Letters* 14: 385-392.

Clark, A.E., & A.J. Oswald (1994). Unhappiness and Unemployment. *Economic Journal* 104(424): 648-659.

Cooman, E., J. Ermisch, & H. Joshi (1987). The Next Birth and the Labour Market: A Dynamic Model of Births in England and Wales. *Population Studies* 41: 237-268.

Di Tella, R., R.J. MacCulloch, & A.J. Oswald (2001). Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness. *American Economic Review* 91(1): 335-341.

Easterlin, R.A. (2001). Income and Happiness: Towards a Unified Theory. *Economic Journal* 111(473): 465-484.

Engelen, T.L.M., & J.H.A. Hillebrand (1986). Fertility and Nuptiality in the

Netherlands, 1850-1960. *Population Studies* 40: 487-503.

Frey, B.S., & A. Stutzer (2000). Happiness, Economy and Institutions. *Economic Journal* 110(466): 918-938.

Frey, B.S., & A. Stutzer (2002a). *Happiness and Economics: How the Economy and Institutions Affect Human Well-Being*. Princeton: Princeton University Press.

Frey, B.S., & A. Stutzer (2002b). What Can Economists Learn from Happiness Research?. *Journal of Economic Literature* 40(2): 402-435.

Galego, A. (2006). Self-Employment Choice in Portugal: How Different are Women from Men. *Departamento de Economia, Universidade de Évora, Documento de Trabalho* n° 2006/03 (disponível em: http://www.decon.uevora.pt/working_papers.php?id=204).

Gómez, V., & A. Maravall (1996). Programs TRAMO and SEATS. Instructions for the User (with some updates). *Research Department, Banco de España, Working Paper* n.º 9628.

Grech, V., C. Savona-Ventura, H. Agius-Muscat, & L. Janulova (2003). Seasonality of Births is Associated with Seasonality of Marriages in Malta. *Journal of Biosocial Science* 35: 95-105.

Gutiérrez-Domènech, M. (2008). The impact of the labour market on the timing of marriage and births in Spain. *Journal of Population Economics* 21: 83-110.

Happel, S., J. Hill, & S. Low (1984). An economic analysis of the timing of childbirth. *Population Studies* 38: 299-312.

Lam, D.A., & J.A. Miron (1991). Seasonality of births in human populations. *Social Biology* 38: 51-78.

Lillard, L.A. (1993). Simultaneous equations for hazards: Marriage duration and fertility timing. *Journal of Econometrics* 56(1-2): 189-217.

Mathers, C.D., & R.S. Harris (1983). Seasonal distributions of births in Australia. *International Journal of Epidemiology* 12: 326-331.

Merrigan, P., & Y. St.-Pierre (1998). An econometric and neoclassical analysis of the timing and spacing of births in Canada from 1950 to 1990. *Journal of Population Economics* 11: 29-51.

Montgomery, M.R., & D.B. Sulak (1989). Female first marriage in East and Southeast Asia: A Kiefer-Neumann model. *Journal of Development Economics* 30(2): 225-240.

Murphy, M. (1992). Economic Models of Fertility in Post-war Britain: A Conceptual

and Statistical Re-interpretation. *Population Studies* 46: 235-258.

Nicodemo, C. (2007). Participation and Wage Equations for Married Women in European Countries. European Population Conference 2008 paper, Barcelona, July 2008. (disponível em: <http://epc2008.princeton.edu/download.aspx?submissionId=80094>)

Oswald, A.J. (1997). Happiness and Economic Performance. *Economic Journal* 107(445): 1815-1831.

Peristera, P., & A. Kostaki (2007). Modeling fertility in modern populations. *Demographic Research: Volume 16, Article 6, Março*, 141-194.

Robinson, W.C. (1997). The Economic Theory of Fertility Over Three Decades. *Population Studies* 51: 63-74.

Sander, W. (1992). Catholicism and the Economics of Fertility. *Population Studies* 46: 477-489.

Singh, S., J.B. Casterline, & J.G. Cleland (1985). The Proximate Determinants of Fertility: Sub-national Variations. *Population Studies* 39: 113-135.

Stack, S., & J.R. Eshleman (1998). Marital Status and Happiness: A 17-Nation Study. *Journal of Marriage and the Family* 60(2): 527-536.

Stutzer, A., & B.S. Frey (2006). Does marriage make people happy, or do happy people get married?. *Journal of Socio-Economics* 35(2): 326-347.

Anexos:

Teste Dickey-Fuller para nascdia

dimensão de amostragem 349

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante

modelo: $(1 - L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

ordem de defasamento: 10

coeficiente de 1ª-ordem para e: -0,091

valor estimado de $(a - 1)$: -0,0467324

estatística de teste: $\tau_c(1) = -4,3174$

valor p assintótico 0,0004093

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando as 349 observações 1977:12-2006:12

Variável dependente: d_nascdia

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	VALOR P
const	13,5977	3,71912	3,656	
nascdia_1	-0,0467324	0,0108242	-4,317	0,00041 ***
d_nascdia_1	-0,413694	0,0507250	-8,156	
d_nascdia_2	-0,139916	0,0530300	-2,638	
d_nascdia_3	-0,404779	0,0532446	-7,602	
d_nascdia_4	-0,180847	0,0528381	-3,423	
d_nascdia_5	-0,279113	0,0483844	-5,769	
d_nascdia_6	-0,419794	0,0484664	-8,662	
d_nascdia_7	-0,439905	0,0528339	-8,326	
d_nascdia_8	-0,126560	0,0536100	-2,361	
d_nascdia_9	-0,327195	0,0531766	-6,153	
d_nascdia_10	-0,311526	0,0508391	-6,128	

Teste Dickey-Fuller para casadia

dimensão de amostragem 349

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência

modelo: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$

ordem de defasamento: 10

coeficiente de 1ª-ordem para e: -0,399

valor estimado de $(a - 1)$: -1,49158

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -7,00423$

valor p assintótico 2,418e-009

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando as 349 observações 1977:12-2006:12

Variável dependente: d_casadia

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	VALOR P
const	330,760	47,9099	6,904	
casadia_1	-1,49158	0,212955	-7,004	<0,00001 ***
d_casadia_1	0,857281	0,188532	4,547	
d_casadia_2	0,742918	0,170394	4,360	
d_casadia_3	0,386656	0,157622	2,453	
d_casadia_4	0,483197	0,137228	3,521	

d_casadia_5	0,370726	0,118945	3,117
d_casadia_6	0,110103	0,105141	1,047
d_casadia_7	-0,0501738	0,0907392	-0,553
d_casadia_8	0,0873248	0,0692456	1,261
d_casadia_9	-0,244256	0,0567699	-4,303
d_casadia_10	-0,421021	0,0477013	-8,826
time	-0,310004	0,0505846	-6,128

Sistema VAR, grau de defasamento 15

Estimativas OLS, observações 1978:04-2006:12 (T = 345)

Logaritmo da verosimilhança = -2556,7807

Determinante da matriz de covariâncias = 9378,3866

AIC = 15,3205

BIC = 16,2786

HQC = 15,7020

Teste de Portmanteau: LB(48) = 253,204 (gl = 132, valor p 0,000000)

Equação 1: nascdia

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	estatística-t	valor p	
const	-35,3848	15,1267	-2,3392	0,01998	**
nascdia_1	0,527575	0,0574691	9,1802	<0,00001	***
nascdia_2	0,327912	0,0652893	5,0224	<0,00001	***
nascdia_3	-0,0787551	0,0679343	-1,1593	0,24726	
nascdia_4	-0,03594	0,0678947	-0,5293	0,59695	
nascdia_5	0,0573431	0,0675732	0,8486	0,39677	
nascdia_6	-0,0235529	0,0669431	-0,3518	0,72521	
nascdia_7	0,0476881	0,0666728	0,7153	0,47500	
nascdia_8	0,030607	0,0667712	0,4584	0,64701	
nascdia_9	0,0938976	0,0659545	1,4237	0,15557	
nascdia_10	-0,153354	0,0654279	-2,3439	0,01973	**
nascdia_11	0,115196	0,0656801	1,7539	0,08046	*
nascdia_12	0,0447035	0,0659761	0,6776	0,49856	
nascdia_13	0,018078	0,0659487	0,2741	0,78418	
nascdia_14	0,0410881	0,0630551	0,6516	0,51514	
nascdia_15	-0,0361164	0,0560563	-0,6443	0,51988	
casadia_1	0,0435588	0,0289058	1,5069	0,13288	
casadia_2	0,067586	0,0290068	2,3300	0,02046	**
casadia_3	-0,018136	0,0294574	-0,6157	0,53858	
casadia_4	0,0635163	0,0189491	3,3520	0,00090	***
casadia_5	0,0099643	0,0189923	0,5246	0,60021	
casadia_6	-0,0563661	0,0187563	-3,0052	0,00288	***
casadia_7	0,00198866	0,0188224	0,1057	0,91593	
casadia_8	0,00420762	0,0181835	0,2314	0,81716	
casadia_9	0,00267273	0,0182555	0,1464	0,88370	
casadia_10	0,00252781	0,0181506	0,1393	0,88933	
casadia_11	-0,0135939	0,0185212	-0,7340	0,46354	
casadia_12	-0,0448842	0,0189406	-2,3697	0,01843	**
casadia_13	-0,0407145	0,0295664	-1,3771	0,16951	
casadia_14	0,0119669	0,0289519	0,4133	0,67965	
casadia_15	0,0475808	0,028666	1,6598	0,09799	*
S1	27,0923	5,47489	4,9485	<0,00001	***

S2	26,1853	7,63464	3,4298	0,00069	***
S3	36,7854	8,8458	4,1585	0,00004	***
S4	27,536	8,91049	3,0903	0,00219	***
S5	43,9234	9,32324	4,7112	<0,00001	***
S6	28,1419	9,43403	2,9830	0,00309	***
S7	35,7239	9,22659	3,8718	0,00013	***
S8	30,9367	8,48033	3,6480	0,00031	***
S9	35,459	8,63406	4,1069	0,00005	***
S10	-3,93319	7,67872	-0,5122	0,60887	
S11	-8,13161	5,68861	-1,4295	0,15391	
time	0,0195458	0,0143243	1,3645	0,17342	

Média da variável dependente = 339,989

Desvio padrão da variável dependente = 49,3786

Soma dos resíduos quadrados = 17798

Erro padrão dos resíduos = 7,67683

R² não-ajustado = 0,978781

Estatística-F (42, 302) = 331,672 (valor p < 0,00001)

Estatística de Durbin-Watson = 1,98384

Coefficiente de autocorrelação de primeira-ordem = 0,00535339

Testes-F com zero restrições:

Todos os desfasamentos de nascdia F(15,302) = 195,27, valor p 0,0000

Todos os desfasamentos de casadia F(15,302) = 3,3464, valor p 0,0000

Todas as variáveis, desfasamento 15 F(2,302) = 1,7102, valor p 0,1826

Equação 2: casadia

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	estatística-t	valor p	
const	107,275	28,4191	3,7748	0,00019	***
nascdia_1	0,141959	0,107969	1,3148	0,18957	
nascdia_2	-0,164025	0,122661	-1,3372	0,18216	
nascdia_3	0,0431351	0,127631	0,3380	0,73562	
nascdia_4	-0,156666	0,127556	-1,2282	0,22032	
nascdia_5	0,0442146	0,126952	0,3483	0,72787	
nascdia_6	0,121243	0,125768	0,9640	0,33581	
nascdia_7	-0,102034	0,125261	-0,8146	0,41596	
nascdia_8	0,10449	0,125445	0,8330	0,40553	
nascdia_9	0,0458021	0,123911	0,3696	0,71191	
nascdia_10	-0,0238626	0,122922	-0,1941	0,84621	
nascdia_11	-0,108936	0,123395	-0,8828	0,37803	
nascdia_12	-0,00914035	0,123952	-0,0737	0,94127	
nascdia_13	0,13591	0,1239	1,0969	0,27355	
nascdia_14	-0,174951	0,118464	-1,4768	0,14076	
nascdia_15	-0,00394338	0,105315	-0,0374	0,97016	
casadia_1	-0,120198	0,0543063	-2,2133	0,02762	**
casadia_2	0,115719	0,0544962	2,1234	0,03453	**
casadia_3	0,224584	0,0553427	4,0581	0,00006	***
casadia_4	-0,00537555	0,0356002	-0,1510	0,88008	
casadia_5	0,0133556	0,0356815	0,3743	0,70844	
casadia_6	0,0245267	0,0352381	0,6960	0,48695	
casadia_7	-0,0780903	0,0353622	-2,2083	0,02797	**
casadia_8	0,108626	0,034162	3,1797	0,00163	***

casadia_9	-0,0033772	0,0342972	-0,0985	0,92163	
casadia_10	-0,130093	0,0341001	-3,8150	0,00017	***
casadia_11	0,136119	0,0347964	3,9119	0,00011	***
casadia_12	0,784767	0,0355843	22,0537	<0,00001	***
casadia_13	0,102871	0,0555473	1,8520	0,06501	*
casadia_14	-0,0597118	0,0543929	-1,0978	0,27317	
casadia_15	-0,334609	0,0538559	-6,2130	<0,00001	***
S1	-27,0342	10,2859	-2,6283	0,00902	***
S2	-40,1639	14,3435	-2,8002	0,00544	***
S3	-17,3385	16,6189	-1,0433	0,29764	
S4	-36,3184	16,7405	-2,1695	0,03082	**
S5	-20,7791	17,5159	-1,1863	0,23644	
S6	-11,9665	17,724	-0,6752	0,50009	
S7	0,826948	17,3343	0,0477	0,96198	
S8	5,04054	15,9323	0,3164	0,75194	
S9	3,66751	16,2211	0,2261	0,82128	
S10	-7,29338	14,4263	-0,5056	0,61353	
S11	-13,9712	10,6874	-1,3073	0,19212	
Time	-0,0966429	0,0269116	-3,5911	0,00038	***

Média da variável dependente = 182,218

Desvio padrão da variável dependente = 84,0202

Soma dos resíduos quadrados = 62820,5

Erro padrão dos resíduos = 14,4227

R² não-ajustado = 0,974131

Estatística-F (42, 302) = 270,77 (valor p < 0,00001)

Estatística de Durbin-Watson = 2,08945

Coefficiente de autocorrelação de primeira-ordem = -0,0459539

Testes-F com zero restrições:

Todos os desfasamentos de nascdia F(15,302) = 1,4492, valor p 0,1234

Todos os desfasamentos de casadia F(15,302) = 50,973, valor p 0,0000

Todas as variáveis, desfasamento 15 F(2,302) = 19,476, valor p 0,0000

Para o sistema como um todo

Hipótese nula: o maior desfasamento é 14

Hipótese alternativa: o maior desfasamento é 15

Teste de razões de verosimilhanças: Qui-quadrado(4) = 44,5482 (valor p 0,000000)

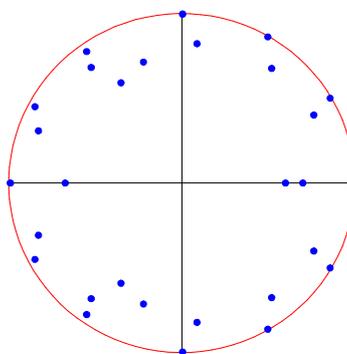


Figura 12: Raízes inversas do VAR em relação ao círculo unitário

Output JMulti

*** Mon, 5 May 2008 21:34:47 ***

TEST FOR GRANGER-CAUSALITY:

H0: "Nascd_PT" do not Granger-cause "Casad_PT"

Test statistic l = 1.4493

pval-F(l; 15, 604) = 0.1191

*** Mon, 5 May 2008 21:35:30 ***

TEST FOR GRANGER-CAUSALITY:

H0: "Casad_PT" do not Granger-cause "Nascd_PT"

Test statistic l = 3.3466

pval-F(l; 15, 604) = 0.0000

*** Mon, 5 May 2008 21:39:51 ***

FORECASTING

Reference: Lütkepohl (1993), IMTSA, 2ed, ch. 5.2.6, ch. 10.5

CI coverage: 0.95

forecast horizon: 12 periods

using standard confidence intervals

	Nascd_PT			
time	forecast	lower CI	upper CI	+/-
2007 M1	283.7819	268.7357	298.8282	15.0462
2007 M2	276.0109	258.9776	293.0441	17.0333
2007 M3	277.3955	257.9259	296.8650	19.4696
2007 M4	275.9098	255.4136	296.4059	20.4962
2007 M5	289.6341	268.2347	311.0335	21.3994
2007 M6	281.6298	259.6002	303.6593	22.0296
2007 M7	292.5930	270.3246	314.8615	22.2685
2007 M8	294.0610	271.4295	316.6926	22.6315
2007 M9	309.4743	286.5903	332.3583	22.8840
2007 M10	293.5704	270.2145	316.9263	23.3559
2007 M11	278.8252	255.2785	302.3720	23.5468
2007 M12	268.0609	244.1144	292.0073	23.9465

	Casad_PT			
time	forecast	lower CI	upper CI	+/-
2007 M1	45.6812	17.4127	73.9497	28.2685
2007 M2	53.9332	25.3709	82.4954	28.5623
2007 M3	80.8608	51.9868	109.7347	28.8740
2007 M4	89.6483	60.2182	119.0785	29.4301
2007 M5	156.6823	127.1239	186.2408	29.5585
2007 M6	162.3672	132.7131	192.0213	29.6541
2007 M7	198.9662	169.2853	228.6470	29.6809
2007 M8	234.4600	204.6213	264.2986	29.8386
2007 M9	224.6647	194.4827	254.8468	30.1821
2007 M10	110.5264	80.2842	140.7685	30.2421
2007 M11	75.1033	44.7270	105.4797	30.3764
2007 M12	88.7131	57.7091	119.7171	31.0040