

A Economia Não-Registada em Portugal

Oscar Afonso

Resumo

No seguimento do trabalho efectuado nos anos anteriores, apresenta-se a actualização do valor estimado da Economia Não-Registada em Portugal, para o ano de 2013. Refira-se que a metodologia se baseia em técnicas econométricas e que se procura analisar as suas causas e repercussões sobre o crescimento económico. Estima-se a dimensão da ENR a partir de dois modelos aceites pelos investigadores da área do estudo científico da ENR: o modelo *Multiple Indicators Multiple Causes* (MIMIC) e (inclui-se agora também) o método monetário.

Palavras chave: Economia não observada em Portugal; modelo MIMIC; Modelo Monetário; 2013.

1. Introdução

A economia que não é contabilizada no cálculo do Produto Interno Bruto (PIB) constitui a Economia Não-Registada (ENR). Segundo alguns economistas, sobretudo em tempos de crise, a ENR funciona como uma almofada social e evita maior sofrimento à população. Será, por isso, desejável. Outros economistas dizem que representa um retrocesso civilizacional. Para compreender estas duas posições contraditórias há que ter em conta que o conceito de ENR comporta diversas rubricas, nem sempre com fronteiras bem claras entre si.

A ENR inclui a economia subterrânea (oculta ou subdeclarada), que, por definição, corresponde ao produto que se furta à contabilização por razões predominantemente fiscais. Inclui também a economia ilegal; i.e., o produto que não é contabilizado porque resulta de actividades ilegais, pelos seus fins ou pelos meios utilizados. A presença destas duas rúbricas da ENR numa sociedade reflecte, nomeadamente, a fraude, o branqueamento de capitais, o

aumento dos conflitos de interesse, o uso de informação privilegiada, a desregulação e o enfraquecimento do estado, e não pode deixar de representar um forte retrocesso civilizacional que coloca em causa a organização social democrática existente.

A ENR também acomoda a economia informal e o auto-consumo; ou seja, também engloba o produto criado por actividades essencialmente associadas a uma estratégia de melhoria de condições de vida das famílias ou de sobrevivência. Assim se explica, por exemplo, a sobrevivência das populações em países com produto interno bruto oficial *per capita* abaixo do limiar de subsistência. Estas duas rubricas podem, de facto, servir de almofada social e evitar maior sofrimento da população.

Finalmente, há ainda a rubrica marginal relativa ao produto não contabilizado por deficiências da estatística. Pelo seu valor marginal e por definição, não deverá ser objecto de grande preocupação.

Dada a substituíbilidade entre ENR e economia oficial, mais ENR – subterrânea, ilegal, informal, auto-consumo e associada a deficiências da contabilidade nacional – tende a significar menos economia oficial. Em particular, o aumento da ENR traduz-se na distorção de concorrência entre as empresas, na diminuição das receitas fiscais e provoca também incerteza na estabilização da economia. Por conseguinte, contribui particularmente para uma ineficiente afectação de recursos (escassos), para o aumento do défice público (fluxo) e da dívida (stock), para a diminuição do crescimento económico e para uma ineficaz redistribuição do rendimento.

Sendo clandestina e incluindo muitos procedimentos ilegais discute-se frequentemente a questão da sua medida. Aos que tendem a desvalorizar medições efectuadas há que recordar que o próprio PIB oficial é obtido por estimativas unanimemente aceites. Não pode pois haver dúvida quanto à possibilidade de, com base em metodologias científicas, ser possível quantificar a ENR. Essas metodologias podem basear-se em medidas obtidas:

- directamente (por exemplo, via inquéritos estatísticos às famílias e às unidades económicas, ou ainda auditorias à contabilidade das empresas pela administração fiscal);
- indirectamente (geralmente baseadas na análise das taxas de actividade; por exemplo, um determinado consumo de electricidade está associado a um determinado nível de actividade, pelo que havendo incoerência entre o consumo de electricidade e taxa de actividade, a diferença pode dever-se à ENR);
- via mista.

Tendo em conta os custos envolvidos e a informação disponível, o recurso a medidas obtidas indirectamente, com recurso a técnicas econométricas tem ganho alguma peso. Refira-

se ainda que, geralmente, a indisponibilidade de informação impede a medição cabal de todas as rúbricas da ENR, pelo que o seu valor global tende a ser subestimado.

Observa-se que muitos dos estudos económicos publicados recentemente usam o modelo *Multiple Indicators and Multiple Causes* (MIMIC) – veja-se, por exemplo, Dell’Anno *et al.* (2007), Buehn and Schneider (2008). O nosso trabalho recorre também ao modelo MIMIC. Acresce que, dada a ausência de um estudo que procure aferir a dimensão da ENR sobre uma perspectiva alternativa, decidiu-se, este ano, incluir também a estimação da ENR por via do método monetário. Neste contexto, pode afirmar-se que se recorre a justificados e testados modelos matemáticos e, ao focar a sua atenção mais fortemente sobre a economia que se furta à contabilização por razões predominantemente fiscais (face à disponibilidade de dados existentes), deverá subavaliar o peso da ENR na economia oficial.

Recorde-se então que sendo uma estimativa, o valor da ENR não deverá ter o rigor milimétrico, mas tem naturalmente o condão de informar sobre a evolução. Em Dezembro de 2010, apresentou-se o andamento do peso da ENR em Portugal, desde 1970 até 2009. Em Janeiro de 2011, actualizaram-se os valores para o ano 2010. Em Setembro de 2012 foram divulgados os valores com o ano de 2011. Em Setembro de 2013 o índice foi actualizado para 2012. Hoje procede-se à divulgação de mais uma actualização, agora para o ano de 2013, último ano para o qual é possível (face aos dados conhecidos), neste momento, o cálculo.

Como veremos, o agravamento da pressão fiscal e a recessão económica conduziram a um ligeiro aumento no peso da ENR. Trata-se de um resultado já esperado dado que estamos a falar do ano 2013 e que, entre as principais causas da ENR, se contam o aumento da carga de impostos e das contribuições para a segurança social, o desemprego, as transferências sociais, a falta de cultura e participação cívica, a falta de credibilidade de órgãos de soberania face à conduta de alguns dos seus representantes, a ineficiência da administração pública e falta de transparência no atendimento público, e as condições de mercado induzidas pela globalização dos mercados e da produção.

Recorrendo a Soares (2014), desta vez dá-se conta ainda dos efeitos da ENR sobre o produto oficial a partir do estudo da causalidade de Granger, algo que é ignorado nos estudos existentes, em geral, e sobre Portugal, em particular.

2. Modelos usados

O modelo MIMIC é um modelo econométrico estrutural que permite tratar a ENR como uma variável latente (ou não observada). Frey e Weck-Hanneman (1984) foram pioneiros no uso

dos modelos MIMIC para estimar o tamanho da ENR. No que diz respeito ao tratamento de séries temporais, a metodologia foi desenvolvida por Giles e Tedds (2002), Buehn e Schneider (2008), entre outros. Este modelo é dividido numa equação estrutural que relaciona a variável latente, NOE_t , com as suas potenciais causas (C_{nt}),

$$NOE_t = \beta_1 C_{1t} + \beta_2 C_{2t} + \dots + \beta_n C_{nt} + \mu, \quad (1)$$

e numa equação de medição que relaciona a variável NOE_t com variáveis observáveis (I_{mt}) que indicam potencialmente o seu tamanho,

$$I_{1t} = \lambda_1 NOE_t + \varepsilon_1 \quad I_{2t} = \lambda_2 NOE_t + \varepsilon_2 \quad I_{mt} = \lambda_m NOE_t + \varepsilon_m. \quad (2)$$

Supõe-se que ambos μ e ε seguem uma distribuição normal, apresentam uma média esperada igual a zero e são independentes. Assumindo $E(\mu\varepsilon') = 0$ e definindo $E(\mu^2) = \sigma^2$ e $E(\varepsilon\varepsilon') = \Theta^2$, o modelo na forma reduzida é dado por

$$I = \lambda(\beta' C + \mu) + \varepsilon = \Pi' C + v, \quad (3)$$

sendo a matriz dos coeficientes, o vector das perturbações e a sua matriz covariância respectivamente: $\Pi = \beta\lambda'$, $v = \lambda\mu + \varepsilon$ e $\Omega = E(vv') = \sigma^2 \beta\beta' + \Theta^2$.

Procurando uma análise adicional da medida da ENR, este estudo objectiva também a utilização do método monetário. A aplicabilidade do mesmo está associada à sua importância na estimação da ENR, sendo crucial aquando a aplicação do modelo MIMIC, dada a necessidade de cálculo de um índice baseado numa estimação já existente. Geralmente, essa estimativa para o ano base é obtida a partir do método monetário. O modelo tem na sua génese Cagan (1958), tomando como pressuposto que parte da quantidade de moeda procurada total é utilizada para realizar transacções que os agentes económicos querem de facto manter ocultas juntos dos registos oficiais (Ahumada *et al.*, 2009).

No entanto, a abordagem monetária no cálculo da ENR, com o método do rácio de moeda e depósitos só viria a ser introduzido por Gutmann (1977) e Feige (1979). O primeiro autor assume que o rácio apenas é afectado pelo incentivo que os agentes têm em fugir a alterações regulamentares e aos impostos. O segundo socorre-se da versão *standard* da teoria quantitativa de moeda $MV = PT$ representando o valor nominal das transacções económicas realizadas em cada período (com a variável P a espelhar o nível geral de preços e T as transacções). Ambos os autores defendem que apenas os agregados monetários são usados para

financiar transacções de âmbito oculto. Mas diferem na forma como a quantidade de moeda é reconhecida no cálculo da ENR. A aplicação de uma metodologia econométrica só viria a ser adoptada por Tanzi (1982a,1982b, 1983) na tentativa de aferir a dimensão da ENR nos Estados Unidos, no período de 1929 a 1980.

O modelo monetário adoptado segue a especificação da procura de moeda proposta originalmente por Tanzi (1980, 1983), ainda que com a introdução de modificações que visam colmatar lacunas apontadas por Breusch (2005b) e Ahumada *et al.* (2007, 2009). Genericamente, o modelo propõe a análise de diversos factores gerais que causam variações na quantidade de moeda detida pelos agentes económicos e identifica fontes de variações ocorridas que indiciam a existência de um rendimento não reportado.

É facilmente perceptível que, após a consideração dos tradicionais factores que afectam a procura de moeda, como a taxa de juro ou a inflação que representam o custo de oportunidade em deter moeda ou o normal volume de transacções que terão de ser liquidadas, poderão ainda existir variações na quantidade procurada de moeda que não são explicadas por esses factores e que não são alvo de registo. Nesse sentido, esse excedente de moeda é normalmente identificado como uma evidência de que de facto existe produto ou rendimento que não é declarado pelos indivíduos. Desta forma, a análise desse *excesso de sensibilidade* é realizada primeiramente através de uma função que representa a quantidade agregada de moeda presente na economia:

$$C = f(Yd, DT, INDT, WF, PCOS, GOVEXP, R, \pi), \quad (4)$$

em que C corresponde à quantidade real de moeda *per capita* presente na economia, tendo como variável representativa o agregado monetário $M1$; Yd o rendimento real disponível *per capita*, DT referem-se aos impostos directos e contribuições sociais; $INDT$ constitui os impostos indirectos medidos como percentagem do PIB; WF surge como uma variável representativa dos benefícios sociais auferidos pelos indivíduos, avaliados como percentagem do rendimento disponível; $PCONS$ é definida como a despesa privada em consumo final como percentagem do PIB; $GOVEXP$ é o consumo real do Estado em percentagem do PIB e, R e π são variáveis representativas do custo de oportunidade do indivíduo em deter moeda (sendo R a taxa de juro de curto prazo e π a inflação identificada como a diferença do logaritmo do índice de preços do consumidor, IPC, doravante definida por INF). De forma a captar a magnitude da ENR, procedeu-se à utilização do *Error Correction Model* (ECM), semelhante a Bajada (1999), pelo que o modelo assume então a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{Tt} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Yd_t + \beta_2 \Delta \ln DT_t + \beta_3 \Delta \ln INDT_t + \beta_4 \Delta \ln WF_t + \\ & \beta_5 \Delta \ln GOVEXP_t + \beta_6 \Delta \ln PCONS_t + \beta_7 \Delta R_t + \beta_8 \Delta \ln INF_t + \beta_9 \ln Yd_{t-1} + \\ & \beta_{10} \ln DT_{t-1} + \beta_{11} \ln INDT_{t-1} + \beta_{12} \ln WF_{t-1} + \beta_{13} \ln PCONS_{t-1} + \\ & \beta_{14} \ln GOVEXP_{t-1} + \beta_{15} R_{t-1} + \beta_{16} \ln C_{T,t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (5)$$

Seguindo Ahumada *et al.* (2004, 2007, 2009), a quantidade de moeda observada C corresponde à quantidade moeda total existente na economia (C_T), incorporando aquela que é captada por registos oficiais (C_R) e aquela que diz respeito a actividades paralelas (C_H),

$$C = C_{Tt} = C_{Rt} + C_{Ht}. \quad (6)$$

Por outro lado, o produto observado (Y) diz respeito ao produto que é reportado ou registado (Y_R) não incluindo o rendimento paralelo (Y_H),

$$Y_{Tt} = Y_{Rt} + Y_{Ht} = Y_t + Y_{Ht}. \quad (7)$$

Assumindo o pressuposto de que as quantidades de moeda C_R e C_H detêm a mesma forma funcional com iguais parâmetros, a quantidade de moeda utilizada em domínios ENR é passível de ser aferida através da diferença entre as quantidades de moeda total observada e de moeda estimada, considerando-se para esta última a ausência de quaisquer incentivos directos dos agentes económicos em manter-se à margem da ENR (\hat{C}_{Rt}). Com vista a manter o mais possível fidelidade ao modelo original, optou-se então por obter uma estimativa de \hat{C}_{Ht} , partindo-se de \hat{C}_{Tt} , pelo que:

$$\begin{aligned} \hat{C}_{Tt} = & \exp[\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta \ln Yd_t + \hat{\beta}_2 \Delta \ln DT_t + \hat{\beta}_3 \Delta \ln INDT_t + \hat{\beta}_4 \Delta \ln WF_t + \\ & \hat{\beta}_5 \Delta \ln GOVEXP_t + \hat{\beta}_6 \Delta \ln PCONS_t + \hat{\beta}_7 \Delta R_t + \hat{\beta}_8 \Delta \ln INF_t + \hat{\beta}_9 \ln Yd_{t-1} + \\ & \hat{\beta}_{10} \ln DT_{t-1} + \hat{\beta}_{11} \ln INDT_{t-1} + \hat{\beta}_{12} \ln WF_{t-1} + \hat{\beta}_{13} \ln PCONS_{t-1} + \\ & \hat{\beta}_{14} \ln GOVEXP_{t-1} + \hat{\beta}_{15} R_{t-1} + (1 + \hat{\beta}_{16}) \ln C_{T,t-1} + \Delta \ln POP_t + \Delta \ln GDPdf_t], \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \hat{C}_{Rt} = & \exp[\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta \ln Yd_t + \hat{\beta}_6 \Delta \ln PCONS_t + \hat{\beta}_7 \Delta R_t + \hat{\beta}_8 \Delta \ln INF_t + \\ & \hat{\beta}_9 \ln Yd_{t-1} + \hat{\beta}_{13} \ln PCONS_{t-1} + \hat{\beta}_{15} R_{t-1} + (1 + \hat{\beta}_{16}) \ln C_{T,t-1} + \Delta \ln POP_t + \\ & \Delta \ln GDPdf_t], \end{aligned} \quad (9)$$

em que POP corresponde à população total e $GDPdf$ ao deflador do PIB. A incorporação destas variáveis tem subjacente a definição da variável C_T em termos reais e *per capita*:

$$\Delta C_T = \Delta \ln \left(\frac{C_T}{POP} \right). \quad (10)$$

Nestas circunstâncias, torna-se assim possível obter a quantidade de moeda resultante de ENR, através da diferença entre a quantidade de moeda estimada por (8) e a obtida por (9):

$$\hat{C}_{Ht} = \hat{C}_{Tt} - \hat{C}_{Rt}. \quad (11)$$

No processo de cálculo da ENR, admite-se o pressuposto de que a velocidade de circulação das transacções associadas à ER e à ENR é a mesma, obtendo-se então a velocidade de circulação da seguinte forma:

$$\hat{v}_{Rt} = \frac{Y_{Rt}}{\hat{C}_{Rt}} = \frac{\hat{Y}_{Ht}}{\hat{C}_{Ht}}, \quad (12)$$

sendo então,

$$\hat{Y}_{Ht} = \hat{v}_{Rt} \hat{C}_{Ht}. \quad (13)$$

Tendo em conta Ahumada *et al.* (2007, 2009), qualquer consideração relativa à velocidade de circulação de moeda poderá ser abandonada. Assim temos que:

$$\frac{\hat{Y}_H}{Y_R} = \left(\frac{\hat{C}_H}{\hat{C}_R} \right)^{\frac{1}{\beta}}, \quad (14)$$

sendo que de forma a obter-se \hat{Y}_{Ht} basta:

$$\hat{Y}_H = \left(\frac{\hat{C}_H}{\hat{C}_R} \right)^{\frac{1}{\beta}} \times Y_R. \quad (15)$$

Que facilmente é colocado em percentagem do PIB da seguinte forma:

$$\widehat{ENR} = \frac{\hat{Y}_H}{Y} \times 100. \quad (16)$$

No caso da aplicação do ECM, a elasticidade do rendimento avaliada pela procura de moeda de longo prazo é obtida assumindo-se o equilíbrio estático de todas as variáveis, pelo que $Yd_t = Yd_{t-1}$ e $M1_t = M1_{t-1}$. Assim sendo:

$$\beta = \frac{Yd_t}{M1_t} = \frac{Yd_{t-1}}{M1_{t-1}}. \quad (17)$$

De forma a avaliar a robustez desta metodologia, procurou-se obter ainda uma estimativa da ENR utilizando outras formas de cálculo, com o intuito de averiguar a magnitude em termos de sobre- e sub-estimação da ENR a que diferentes metodologias estão sujeitas. Assim sendo, utilizou-se ainda o método de cálculo presente em Breusch (2005b), aquando a crítica à metodologia de Bajada (1999), que também é baseada na de Tanzi (1983), procedendo-se igualmente à diferença entre a quantidade de moeda total estimada e a quantidade de moeda ausente de incentivos em se deslocar para a ENR explanada em (11).

No entanto, contrariamente aquilo que é presente em alguns estudos, Bajada (1999) utiliza o rendimento nacional líquido (RNL) observado e não o PIB, dado este considerar que, o consumo de capital fixo e o rendimento líquido pago no exterior têm maior probabilidade de envolver pequenas quantidades de moeda. Desta forma, a velocidade de circulação na ER é obtida a partir de:

$$\hat{v}_{Rt} = \frac{RNL_t}{\hat{C}_{Rt}} = \frac{\hat{Y}_{Ht}}{\hat{C}_{Ht}}, \quad (18)$$

pelo que:

$$\hat{Y}_H = \frac{\hat{C}_{Ht}}{\hat{C}_{Rt}} \times RNL_t. \quad (19)$$

Posteriormente, incorporando-se a informação obtida através de (8) e (9) e assumindo-se (também) que $\beta \neq 1$, rapidamente se obtém a ENR em percentagem do PIB:

$$\begin{aligned} \widehat{ENR} = & \left[\left(\frac{RNL_t}{Y_t} \right) \times \left(\exp\{\hat{\beta}_2 \Delta \ln DT_t + \hat{\beta}_3 \Delta \ln INDT_t + \hat{\beta}_4 \Delta \ln WF_t + \hat{\beta}_5 \Delta \ln GOVEXP_t + \right. \right. \\ & \left. \left. \hat{\beta}_{10} \ln DT_{t-1} + \hat{\beta}_{10} \ln INDT_{t-1} + \hat{\beta}_{10} \ln WF_{t-1} + \hat{\beta}_{14} \ln GOVEXP_{t-1}\} - 1 \right) \right]^{\frac{1}{\beta}} \times 100. \end{aligned} \quad (20)$$

3. Resultados estimados – análise anterior

Até 2012, os resultados baseavam-se apenas na estimação de vários modelos MIMIC. Tendo em conta, entre outros, Schneider e Enste (2000), Dell'Anno (2008), Enste (2010) e nos dados disponíveis para Portugal, as causas apontadas foram:¹ (i) o peso dos impostos directos e contribuições para a segurança social no Produto Interno Bruto (PIB), *TB*; (ii) o peso dos impostos indirectos no PIB, *IT*; (iii) os subsídios e transferências sociais, *BENEF*; (iv) o consumo real do governo, *GOVEXP* – variável usada como *proxy* para a carga de regulação; (v) a percentagem de emprego por conta própria, *SEMP*; (vi) a taxa de desemprego, *UR*.

Descrição dos dados utilizados no estudo

Variável	Descrição	Medida	Fontes	Detalhe
TB	(Impostos directos + contribuições para a segurança social) / PIB	%	-Banco de Portugal -OECD Statistical Compendium, ed. 01#2012	{[(Real total direct taxes, value / Gross domestic product, deflator, market prices) + (Social security contribution received by general government, value / Gross domestic product, deflator, market prices)] / Gross domestic product, volume, market prices} *100
IT	Impostos indirectos / PIB	%	-Banco de Portugal -OECD Statistical Compendium, ed. 01#2012	[(Indirect taxes, value / Gross domestic product, deflator, market prices) / Gross domestic product, volume, market prices] *100
GOVEXP	Consumo real do Estado / PIB	%	OECD Statistical Compendium, ed. 01#2012	(Government final consumption expenditure, volume / Gross domestic product, volume, market prices) *100

¹ Para uma discussão detalhada das variáveis causa veja-se <http://www.gestaodefraude.eu>.

BENEF	(Subsídios + prestações da segurança social pagas pelo Estado) / PIB	%	-Banco de Portugal -OECD Statistical Compendium, ed. 01#2012	{[(Subsidies, value /Gross domestic product, deflator, market prices) + (Social security benefits paid by general government, value /Gross domestic product, deflator, market prices)] / Gross domestic product, volume, market prices}*100
SEMP	Total de trabalhadores por conta própria / força de trabalho total	%	OECD Statistical Compendium, ed. 01#2012	(Total self-employed / Labour force)*100
UR	Taxa de desemprego	%	OECD Statistical Compendium, ed. 01#2012	Unemployment rate
CURR	Quantidade de moeda em circulação fora do sistema bancário	per capita, milhares euros de 2000	-Banco de Portugal -OECD Statistical Compendium, ed. 01#2012	[(Emissão monetária deduzida de numerário na posse de IFM /Gross domestic product, deflator, market prices) / População total] /1000
LFPR	Rácio de participação na força de trabalho	%	OECD Statistical Compendium, ed. 01#2012	Labour force participation rate
GDP	Produto Interno Bruto	per capita, milhares euros de 2000	OECD Statistical Compendium, ed. 01#2012	(Gross domestic product, volume, market prices / População total) /1000

Notas: as variáveis TB, IT e BENEF no período 1970-1976 foram construídas com o suporte dos dados das séries longas do Banco de Portugal; para a variável CURR em 1970-1995 foram usados os dados das séries longas do Banco de Portugal e de 1996-2011 os valores do BP *stat*; sempre que foi necessário transformar escudos em euros foi usada a taxa de conversão 1eur=200.482esc.

A relação entre as variáveis e a ENR é suposto ser dada pela equação estrutural:

$$NOE_t = \beta_1 TB_t + \beta_2 IT_t + \beta_3 BENEF_t + \beta_4 GOVEXP_t + \beta_5 SEMP_t + \beta_6 UR_t + \mu. \quad (21)$$

Espera-se que uma variação no tamanho da ENR seja indicada por:² (i) a quantidade de moeda em circulação fora do sistema bancário (per capita), *CURR*; (ii) a percentagem de participação na força de trabalho, *LFPR*; (iii) o PIB real *per capita*, *GDP* – esta última variável é usada como variável de escala, o valor do coeficiente associado será fixado em +1 ou -1 para estabelecer a magnitude relativa dos outros indicadores.

Considerando Schneider (2005), o coeficiente de escala é definido como +1 e, em linha com Dell'Anno *et al.* (2007), o sinal do coeficiente é ajustado (se necessário) segundo a metodologia *reductio ad absurdum*. As equações de medição usadas foram:

² Para uma discussão detalhada das variáveis consequência veja-se <http://www.gestaodefraude.eu>.

$$CURR_t = \lambda_1 NOE_t + \varepsilon_1 \quad LFPR_t = \lambda_2 NOE_t + \varepsilon_2 \quad GDP_t = +1 \cdot NOE_t + \varepsilon_3. \quad (22)$$

Um primeiro passo para o tratamento dos dados é a análise de estacionaridade das séries temporais. Os resultados mostraram que todas as variáveis em estudo são integradas de ordem 1. De modo a verificar se as variáveis causa são cointegradas com cada variável indicador, foi então utilizado o método de Engle e Granger (1987) em dois passos. Os resíduos da relação de cointegração de cada regressão foram analisados com o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Verificou-se que a hipótese nula da presença de uma raiz unitária para todos os resíduos era rejeitada para os níveis de significância convencionais – as variáveis causa são cointegradas com cada variável indicador.

Tendo em conta a significância estatística dos coeficientes e o teste χ^2 , escolheram-se os modelos estimados segundo o método de máxima verosimilhança na Tabela 1.

Tabela 1: modelos MIMIC e coeficientes estimados

Modelo	Causas						Indicadores		Chi ² (valor-p)	RMSEA (valor-p)	g.l.
	TB	IT	GOVEXP	BENEF	SEMP	UR	LFPR	CURR			
6-1-3 ^{a)}	0.33*** (2.30)	0.02 (0.52)	-0.05 (-0.33)	0.87*** (4.31)	0.24** (2.00)	-0.29 (-0.49)	0.43*** (24.78)	0.63*** (13.13)	47.15 (0.00)	0.274 (0.00)	12
4-1-3a ^{b)}	0.37*** (4.29)	-	0.89*** (3.71)	0.41** (2.83)	-	-1.33* (-1.94)	0.66*** (14.19)	0.76*** (13.79)	68.60 (0.00)	0.441 (0.00)	8
5-1-3d ^{c)}	0.06 (1.31)	0.15** (2.01)	1.01*** (5.35)	-	0.36** (2.84)	-0.70 (-1.10)	0.45*** (23.59)	0.64*** (13.97)	32.86 (0.00)	0.239 (0.00)	10

Notas: *, ** e *** indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1% respetivamente; estatísticas *t* são apresentadas em parêntesis; para todos os modelos estimados a matriz PSI revelou-se sempre definida positiva. Período usado para estimação: ^{a)}, ^{b)} 1970-2009; ^{c)} 1970-2010. Software: LISREL 8.80

Tomando em consideração a crítica de Breusch (2005), foi seguida a técnica de calibração de Giles e Tedds (2002) – o índice da evolução da ENR em percentagem do PIB foi calculado através da seguinte equação:

$$\hat{S}_t = \hat{\beta}_1 TB_t + \hat{\beta}_2 IT_t + \hat{\beta}_3 BENEF_t + \hat{\beta}_4 GOVEXP_t + \hat{\beta}_5 SEMP_t + \hat{\beta}_6 UR_t. \quad (23)$$

De modo a obter o índice, é necessária uma observação exógena da ENR: usou-se 24.8% para o ano de 2010, tendo em conta que foi esse o valor obtido no último estudo. O

índice é escalonado de forma a considerar 24.8% em 2010 e transformado na série temporal: $(NOE/GDP)*100=\eta_t$. Para cada ano, obtém-se η_t através de (7):

$$\frac{\eta_t}{\eta_E} = \frac{\hat{S}_t}{\hat{S}_E}, \quad (24)$$

ou seja,

$$\eta_t = 24.8 \times \frac{\hat{S}_t}{\hat{S}_E}, \quad t = 1970, \dots, 2011. \quad (25)$$

em que \hat{S}_t é obtido em (24); \hat{S}_E é o valor do índice obtido em (23) para 2010; η_E é igual a 24.8%; e η_t é o valor estimado da ENR em percentagem do PIB oficial em t . Aplicando este método aos modelos MIMIC seleccionados obteve-se um índice médio (Figura 1 e Tabela 2).

Figura 1. Peso da ENR no PIB oficial (em %), entre 1970-2012, em Portugal

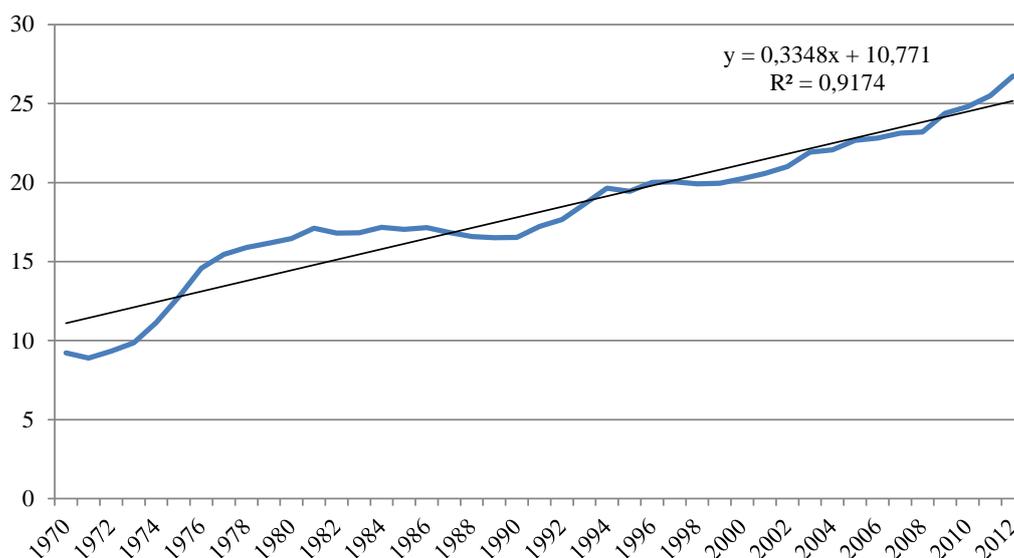


Tabela 2 – ENR no PIB oficial (%), em Portugal (Fonte: Cálculos dos autores.)

Ano	ENR/PIB oficial
1970	9,23
1971	8,90
1972	9,34
1973	9,85
1974	11,13
1975	12,76
1976	14,58
1977	15,46
1978	15,89
1979	16,17
1980	16,45
1981	17,12
1982	16,81
1983	16,82
1984	17,17
1985	17,04
1986	17,14
1987	16,84
1988	16,58
1989	16,51
1990	16,54
1991	17,22
1992	17,65
1993	18,64
1994	19,65
1995	19,44
1996	20,00
1997	20,05
1998	19,92
1999	19,95
2000	20,25
2001	20,57
2002	21,01
2003	21,93
2004	22,07
2005	22,67
2006	22,82
2007	23,12
2008	23,20
2009	24,38
2010	24,80
2011	25,49
2012	26,74

Ano	ENR/PIB oficial
1970-1973	9,33
1974-1978	13,96
1979-1983	16,67
1984-1988	16,95
1989-1993	17,31
1994-1997	19,78
1998-2001	20,17
2002-2005	21,92
2006-2009	23,38
2010-2011	25,14
2012	26,74

Os valores mostram uma tendência de aumento, desde o início do período considerado.

Tabela 3 – Valores da ENR ao longo do período 1970-2012, em Portugal

Valores anuais (preços correntes, em milhões de euros)		
Período	ENR	PIB oficial
1970-1973	135	1 437
1974-1978	485	3 353
1979-1983	1 191	7 285
1984-1988	4 825	28 551
1989-1993	10 889	62 462
1994-1997	17 203	87 767
1998-2001	24 777	122 706
2002-2005	32 228	146 905
2006-2009	39 206	167 665
2010-2011	43 191	171 789
2012	44 183	165 237
Fontes: Cálculos dos autores e Pordata		

Os valores da Tabela 3 relevam que a ENR em 2012, a preços correntes, rondou os 44183 milhões de euros. Só para se ter uma ideia da grandeza desse valor note-se que corresponde a cerca de 56% do montante total subjacente ao pedido de ajuda externa solicitado por Portugal junto da troika.

Tabela 4 – Peso do défice no PIB em diferentes cenários, para 2012

PIB	Oficial	165 237
	Total sem ENR ^(a)	209 421
	Total com peso da ENR igual à média da OCDE ^(b)	191 014
Défice público	Oficial	-10 624
	Sem ENR e aplicando uma taxa média de imposto de 20% à ENR ^(c)	-1 787
	Com peso da ENR igual à média da OCDE e aplicando uma taxa média de imposto de 20% à ENR ^(d)	-7 207
Peso = Défice / PIB	Oficial	-6,43%
	Sem ENR e sem cobrança adicional de impostos ^(e)	-5,07%
	Sem ENR e aplicando uma taxa média de imposto de 20% à ENR ^(f)	-0,85%
	Com peso da ENR igual à média da OCDE e aplicando uma taxa média de imposto de 20% à ENR ^(g)	-3,77%

Notas:

$$^{(a)} = 165237 * 1.2674$$

$$^{(b)} = 165237 * (1+(26,74\%-16,4\%))$$

$$^{(c)} = -10624 + 20\% * 26,74\% * 165237$$

$$^{(d)} = -10624 + 20\% * 165237 * (26,74\%-16,4\%)$$

$$^{(e)} = -10624 / 209421$$

$$^{(f)} = -1787 / 209421$$

$$^{(g)} = -7207 / 191014$$

O valor oficial do peso do défice do orçamento geral do estado no PIB foi, em 2012, de 6.43%. A Tabela 4 mostra, por exemplo, que, se não houvesse ENR, e admitindo uma carga fiscal média de 20% sobre esse valor, teria havido um défice de apenas 0.85%.

4. Novos resultados estimados

Para além da actualização dos dados com base nas estimativas que estiveram na base da actualização do índice entre 1970 e 2012, procedeu-se agora à inclusão também de novas estimativas pelo método MIMIC e pelo método monetário (que já se deu conta acima).

Os dados utilizados possuem periodicidade anual, sendo a descrição a seguinte:

Descrição dos dados aplicados no estudo da ENR em Portugal, 1970-2013

Variável	Descrição	Medida	Fontes	Detalhe	Jarque-Bera <i>p-value</i>
<i>M1</i>	Quantidade de moeda em circulação e depósitos à ordem	<i>Per capita</i>	-Banco de Portugal	[(Contribuição nacional para os agregados monetários da área do euro - M1, excluindo circulação monetária)+ (Emissão monetária deduzida de numerário na posse de IFM)]/População Total	0.06
<i>YD</i>	Rendimento Disponível	<i>Per capita</i>	-Banco de Portugal -OECD Statistical Compendium, ed. 02#2012	[(Gross domestic product, volume, market prices)- (Total direct taxes, value / Gross domestic product, deflator, market prices) - (Social security contribution received by general government, value / Gross domestic product, deflator, market prices) + (Subsidies, value /Gross domestic product, deflator, market prices) + (Social security benefits paid by general government, value /Gross domestic product, deflator, market prices)]/população total	0.16
<i>DT</i>	(Impostos Directos + contribuições para a segurança social) / PIB	%	-Banco de Portugal -OECD Statistical Compendium, ed. 02#2012	{[(Total direct taxes, value / Gross domestic product, deflator, market prices) + (Social security contribution received by general government, value / Gross domestic product, deflator, market prices)] / Gross domestic product, volume, market prices} *100	0.10
<i>INDT</i>	Impostos Indirectos / PIB	%	-Banco de Portugal -OECD Statistical Compendium, ed. 02#2012	[(Impostos Indirectos / Gross domestic product, deflator, market prices) / Gross domestic product, volume, market prices] *100	0.05
<i>WF</i>	(Subsídios + prestações da segurança social pagas pelo Estado) / Rendimento Disponível	%	-Banco de Portugal -OECD Statistical Compendium, ed. 02#2012	{[(Subsidies, value /Gross domestic product, deflator, market prices) + (Social security benefits paid by general government, value /Gross domestic product, deflator, market prices)] / Rendimento Disponível, volume} *100	0.01
<i>GOVEXP</i>	Consumo real do Estado / PIB	%	-OECD Statistical Compendium, ed. 02#2012	(Government final consumption expenditure, volume / Gross domestic product, volume, market prices) *100	0.02
<i>PCONS</i>	Consumo privado final	%	-OECD Statistical Compendium, ed. 02#2012	(Private final consumption expenditure, volume / Gross domestic product, volume, market prices) *100	0.00
<i>R</i>	Taxa de juro	%	-OECD Statistical Compendium, ed. 02#2012	Short-term interest rate	0.08
<i>INF</i>	Taxa de Inflação	%	-Banco de Portugal	Diferença do logaritmo do índice de Preços do Consumidor	0.09

Notas: (1) As variáveis DT e WF no período 1970-1976 foram construídas com o suporte dos dados das séries longas do Banco de Portugal. (2) Para a variável M1 foram usados os dados das séries longas do Banco de Portugal, sendo que a partir de 1997 foram utilizados os valores associados à contribuição nacional para o agregado monetário M1. (3) Sempre que foi necessário transformar escudos em euros foi usada a taxa de conversão 1euro=200,482escudos.

Apesar da definição da amostra para o período de análise 1966-2013, a dimensão da ENR estará evidente apenas para o período 1970-2013, devido à limitação existente no que

concerne à variável RNL, utilizada para o cálculo de uma das metodologias do método monetário que apenas se encontra oficialmente disponível a partir de 1970. É importante referir que, todas as variáveis se encontram em logaritmo natural. No que respeita ao tratamento das séries temporais, este principia-se com a análise da estacionaridade das séries.

Foram aplicados os testes estatísticos de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e Phillips e Perron (1988), denominados *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips Perron* (PP). Todas as variáveis apresentam uma raiz unitária e portanto são integradas de ordem 1, garantindo-se assim a sua estacionaridade a partir das primeiras diferenças (Tabela 5).

Tabela 5 - Estacionaridade

Variável	Nível		Primeira Diferença	
	ADF	PP	ADF	PP
	C&T	C&T		
YD	0,49	0,49	0,00* ^{ct}	0,00* ^{ct}
DT	0,90	0,99	0,00* ^{ct}	0,00* ^{ct}
INDT	0,31	0,34	0,00* ^c	0,00* ^c
WF	0,76	0,73	0,00* ^c	0,00* ^c
PCONS	0,05	0,17	0,00* ⁿ	0,00* ⁿ
GOVEXP	0,96	0,95	0,00* ^{ct}	0,00* ^{ct}
INF	0,11	0,16	0,00* ⁿ	0,00* ⁿ
R	0,75	0,80	0,00* ^{ct}	0,06*** ^{ct}
M1	0,72	0,82	0,00* ⁿ	0,00* ⁿ

Notas: (1) H_0 : a série tem uma raiz unitária. H_1 : a serie é estacionária. (2) * representa a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 1%; ** para um nível de significância de 5 % e *** para um nível de significância de 10 %. (3) A simbologia ct, c e n refere-se à consideração de uma constante e tendência, de uma constante ou de nenhum dos factores respectivamente, na análise da estacionaridade.

A aplicação do método monetário terá como linha orientadora a metodologia adoptada por Bajada (1999) e, portanto, a adopção de um *ECM*. Segundo Engle e Granger (1987), a cointegração e o ECM são indissociáveis uma vez que a cointegração entre duas variáveis poderá ser representada por esse modelo. Optou-se então por proceder à análise prévia da cointegração, com vista a aferir se as variáveis mantêm uma relação de longo prazo entre elas, ou seja, de equilíbrio. Apesar da existência do método bietápico de Engle e Granger (1987), optou-se por recorrer ao procedimento de máxima verosimilhança de Johansen (1988), que tem como uma das principais vantagens a sua maior consistência nos casos em que existe mais do que um vector de cointegração.

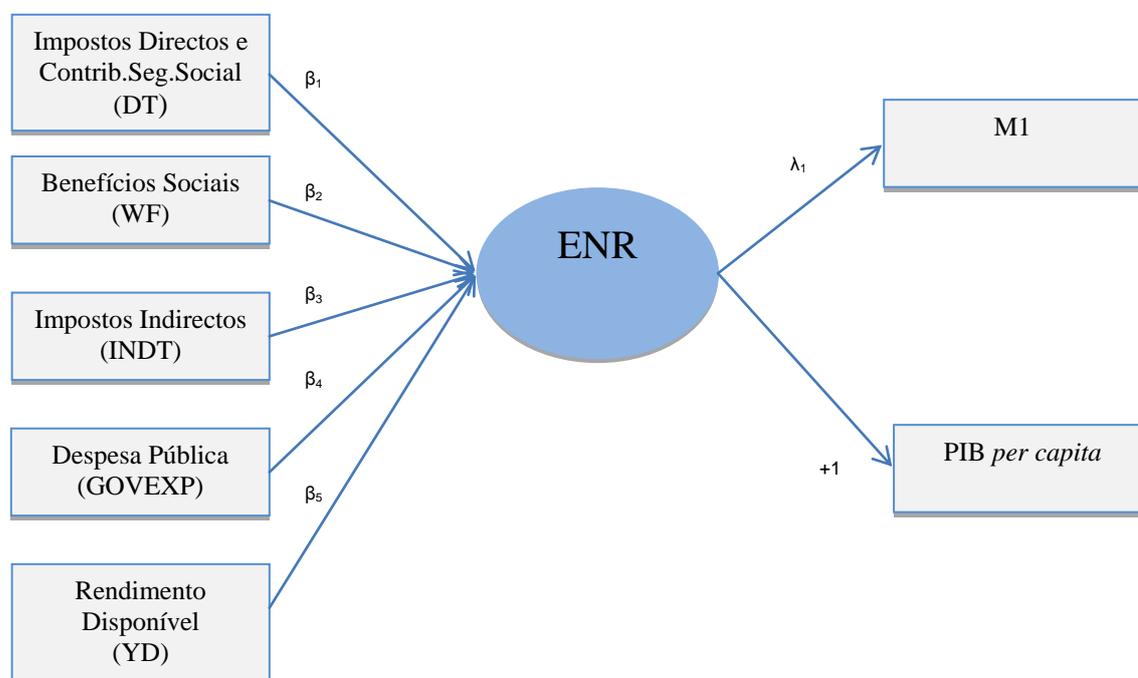
Tabela 6 - Cointegração

Número de Relações de Cointegração	H ₀	H ₁	Valor Próprio	Estatística de Traço	Valor Crítico (5%)	P-value
Nenhuma*	r = 0	r > 0	0,92	354,85	197,37	0,00
No máximo uma*	r ≤ 1	r > 1	0,75	241,35	159,53	0,00
No máximo duas*	r ≤ 2	r > 2	0,70	179,48	125,62	0,00
No máximo três*	r ≤ 3	r > 3	0,62	126,43	95,75	0,00
No máximo quatro*	r ≤ 4	r > 4	0,52	84,25	69,82	0,00
No máximo cinco*	r ≤ 5	r > 5	0,44	52,02	47,86	0,02
No máximo seis	r ≤ 6	r > 6	0,33	26,44	29,80	0,12
No máximo sete	r ≤ 7	r > 7	0,18	8,70	15,49	0,39
No máximo oito	r ≤ 8	r > 8	0,00	0,08	3,84	0,78

Notas: (1) * representa a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5%. (2) O nível de cointegração *r* corresponde ao número de vectores cointegrantes linearmente independentes.

No âmbito da análise de cointegração, a estatística relativa ao valor próprio e à estatística de traço para um nível de significância de 5%, permitem a rejeição da hipótese nula que postula a ausência de qualquer vector de cointegração (*r* = 0) contra a hipótese alternativa de existir pelo menos um vector de cointegração (*r*>0) – Tabela 6.

Figura 2– Representação do Modelo MIMIC 5-1-2.



A Figura 2 permite visualizar as variáveis causa e as variáveis indicador utilizadas agora para o cálculo da ENR, a partir do modelo MIMIC. Contrariamente ao método monetário, o MIMIC não permite aferir directamente da ENR. Após a especificação do modelo e a aplicação das estimativas dos coeficientes obtidas para a estimação da equação estrutural, o resultado traduz-se num índice da ENR, mensurado em percentagem do PIB e expresso em taxas de crescimento, pois as variáveis consideradas encontram-se em diferenças de logaritmo. Assim, o método da variável latente carece, como já se viu, de uma metodologia de calibração para o cálculo da ENR em percentagem do PIB, através da incorporação de uma estimativa exógena. Para o processo de calibração e, uma vez que as variáveis apresentam-se diferenciadas, optou-se pela adopção do método seguido por Alañón e Gómez-Antonio (2005). Como tal, temos inicialmente a estimação da equação estrutural:

$$\Delta \hat{S}_t = \hat{\beta}_1 \Delta C_{1t} + \hat{\beta}_2 \Delta C_{2t} + \hat{\beta}_3 \Delta C_{3t} + \hat{\beta}_4 \Delta C_{4t} + \hat{\beta}_5 \Delta C_{5t}. \quad (26)$$

Na selecção de uma estimativa exógena da ENR optou-se agora por escolher a taxa de crescimento do período 1990-1991 calculada a partir das estimativas obtidas pelo método monetário. Este procedimento permite o escalonamento do índice tendo como referência essa taxa de crescimento, permitindo posteriormente a reflexão da ENR em percentagem do PIB.

O cenário anteriormente retratado torna-se facilmente perceptível se considerarmos a sua representação matemática, nomeadamente:

$$\frac{\hat{\eta}_t}{\eta_E} = \frac{\hat{S}_t}{\hat{S}_E}. \quad (27)$$

Genericamente é possível considerar que:

$$\hat{\eta}_t = \eta_E \times \frac{\hat{S}_t}{\hat{S}_E}, t = 1, 2, \dots, 43. \quad (28)$$

Incidindo a atenção para o período temporal escolhido para a calibração temos:

$$\hat{\eta}_t = \eta_{21} \times \frac{\hat{S}_t}{\hat{S}_{21}}, t = 1, 2, \dots, 43. \quad (29)$$

É importante elucidar que η_{21} refere-se à estimativa exógena da taxa de crescimento verificada para o período 1991-1990, associada ao período de calibração selecionado; \hat{S}_{21} corresponde ao valor do índice para o ano de referência obtido através da equação estrutural, enquanto que \hat{S}_t diz respeito ao valor estimado a partir da equação estrutural e referente ao período em análise 1970-2013. A expressão previamente mencionada permite captar as taxas de crescimento da ENR expressa em percentagem do PIB, sendo que para captar a sua magnitude será necessário associar a dimensão da ENR para 1990 com as taxas de crescimento obtidas através de (29).

Tabela 7 - Estimações Método Monetário (MM) e modelo MIMIC

Variáveis	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3		Especificação 4	
	MM	MIMIC	MM	MIMIC	MM	MIMIC	MM	MIMIC
Δ DT	0,06 (1,70)***	0,17 (14,86)*	0,05 (2,51)**	0,22 (19,61)*	0,06 (1,75)***	0,21 (18,28)*	0,08 (1,91)***	0,22 (21,13)*
DT(-1)	0,15 (2,97)*		0,08 (2,31)**		0,15 (2,93)*		0,13 (1,78)***	
Δ INDT	-					0,01 (1,04)	-0,02 (-1,14)	0,01 (0,57)
INDT(-1)	-				-0,02 (-0,89)			
Δ WF	-0,05 (-1,72)***	-0,16 (-31,58)*	-0,02 (-1,05)	-0,16 (-28,08)*	-0,04 (-1,75)***	-0,16 (-31,07)*	-0,06 (-1,99)***	-0,16 (-33,65)*
WF(-1)	-0,01 (-1,20)		0,02 (1,85)***				0,04 (2,59)**	
Δ GOVEXP	-		0,05 (0,68)	-0,01 (-0,82)	-		0,08 (1,23)	-0,02 (-1,09)
Δ PCONS	0,54 (2,45)**		0,46 (1,90)***		0,53 (2,47)**		0,44 (2,15)**	
Δ YD	4,77 (16,20)*	1,01 (44,74)*	4,67 (12,02)*	0,99 (54,04)*	4,68 (16,40)*	0,98 (57,71)*	4,62 (11,87)*	0,99 (59,19)*
YD(-1)	-0,03 (-0,90)		-0,04 (-1,38)		-0,02 (-0,93)		-0,02 (-0,58)	
R(-1)	-3,65E-03 (-2,83)*		-4,15E-03 (-2,31)**		-3,90E-03 (-2,67)**		-3,51E-03 (-2,61)**	
INF	0,17 (3,13)*		0,22 (2,59)**		0,18 (2,98)*		0,24 (3,00)*	
Δ M1		1,65 (3,05)*		1,04 (2,07)**		1,15 (2,13)**		1,3 (2,64)*
M1(-1)	-0,04 (-2,35)**		-0,30 (-1,57)		-0,05 (-2,32)**		-0,06 (-2,79)**	
D1974	0,28 (13,37)*		0,11 (7,04)*		0,26 (13,16)*		0,10 (3,64)*	
D1975	0,03 (1,64)		0,18 (6,16)*		0,03 (1,72)***			
D1976							0,11 (6,86)*	
D1986	-0,04 (-2,48)**				-0,04 (-2,56)**		0,00 (-0,24)	
D1974* Δ YD	-4,44 (-22,35)*				-4,36 (-20,98)			
D1974* Δ M1	1,16 (21,48)*				1,16 (20,82)*			
D1975* Δ YD			-4,34 (-15,81)*				-6,41 (-15,40)*	
D1975* Δ M1			1,18 (16,87)*					
D1976* Δ YD							2,76 (7,10)*	
D1976* Δ M1							1,12 (18,41)*	
D1985* Δ YD							-0,73 (-3,24)*	
D1985* Δ M1							-0,15 (-2,06)*	
D1986* Δ YD			-0,28 (-2,00)***					
D1986* Δ M1			-0,20 (-2,44)**					
D1996* Δ YD	-0,40 (-2,47)**				-0,36 (-2,60)**			
D1996* Δ M1	-0,16 (-3,07)*				-0,17 (-2,96)*			
Termo Independente	-0,53 (-5,54)*		-0,38 (-6,29)*		-0,49 (-5,99)*		-0,54 (-4,23)*	

Notas: (1) Estatística t em parênteses, (2) Significância estatística: * prob <0,01, ** prob <0,05, *** prob <0,1, (3) Programas utilizados: EViews 8.0 e SPSS Amos, (4) Estimativas dos desvios-padrão calculadas com base no estimador consistente da matriz de variâncias e covariâncias dos estimadores de OLS dos coeficientes de regressão na presença de heteroscedasticidade e/ou autocorrelação (HAC).

Tabela 8 – Testes de Ajustamento

Teste	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3		Especificação 4	
	MM	MIMIC	MM	MIMIC	MM	MIMIC	MM	MIMIC
R^2	0,99		0,99		0,99		0,99	
<i>LM Statistic</i> (1)	0,03		0,01		0,03		0,02	
<i>Arch</i> (1)	0,34		0,31		0,24		0,11	
<i>Ramsey</i> (2)	0,64		0,57		0,68		0,11	
χ^2		2,53		4,48		5,27		7,69
		(0,77)		(0,88)		(0,81)		(0,94)
<i>df</i>		5		9		9		15
<i>RMSEA</i>		0,00		0,00		0,00		0,00
		(0,80)		(0,90)		(0,84)		(0,95)
<i>CFI</i>		1,00		1,00		1,00		1,00
<i>NFI</i>		0,98		0,97		0,97		0,96
<i>NNFI</i>		1,04		1,05		1,05		1,07
<i>SRMR</i>		0,08		0,09		0,10		0,10
<i>PNFI</i>		0,49		0,58		0,58		0,68

Notas: (1) *P-value* relativos ao teste apresentados em parênteses. (2) Valores associados ao teste *RMSEA* em parênteses corresponde ao seu respectivo *pclose*.

A Tabela 7 apresenta os resultados subjacentes à aplicação do método monetário e do modelo MIMIC. Ainda que tenham como objectivo último o reflexo da mesma realidade, os seus processos de estimação são díspares e, por consequência, deverão ser analisados com prudência. Daí que faça todo o sentido considerar para o índice um número alargado de especificações estimadas. É importante realçar ainda que as conclusões retiradas têm como fundamentação os resultados obtidos pelos testes econométricos e encontram-se corroboradas simultaneamente por evidências presentes em outras investigações científicas sobre o tema.

No que respeita ao método monetário, dado as causas consideradas propulsoras da ENR serem envoltas em controvérsia, optou-se pela aplicação de diferentes especificações com o intuito de captar a evolução genérica da ENR. Tendo sempre presente que, por se tratar de uma variável não observável, os resultados não se assumem como exatos, mas antes como representativos da realidade em análise. Neste contexto, é inequívoca a existência de um comportamento dinâmico em algumas das variáveis incluídas nos modelos, sendo esse facto observável a partir dos diferentes efeitos de curto e longo prazo captados pelo ECM.

As variáveis que justificam grande parte da evolução registada na procura de moeda são os impostos directos e contribuições sociais para a segurança social, os benefícios sociais pagos pelo Estado, a taxa de juro, a taxa de inflação, o rendimento disponível e o consumo privado final, destacando-se também as variáveis *dummy* anuais que são, na sua maioria, significativas para um nível de significância de 1%.

Antes de proceder a uma análise mais aprofundada das causas da ENR, comuns ao método monetário e ao modelo MIMIC, importa salientar que as variáveis indicador do modelo MIMIC, nomeadamente a quantidade de moeda real *per capita* definida pelo agregado monetário M1 e o PIB real *per capita* (PIB_{pc}), apresentam resultados congruentes em todos os casos, sendo que a variável indicador $\Delta M1$ inequivocamente apresenta um nível de significância inferior a 5% e com um comportamento concordante com a teoria económica. Dado o processo de estimação específico do modelo MIMIC e, com o intuito de obter os níveis absolutos dos parâmetros estimados e não apenas das suas magnitudes relativas, segue-se a sugestão de Giles e Tedds (2002) com a normalização da variável indicador PIB_{pc}. É igualmente importante evidenciar que esta normalização, apesar de permitir um escalonamento da variável latente, não altera o seu resultado qualitativo (Stapleton, 1978).

No que concerne às causas da ENR, particularmente no que diz respeito ao peso dos impostos directos e as contribuições pagas à segurança social no PIB (variável *DT*), este revela-se estatisticamente significativo em todos os ajustamentos, quer no ECM quer no MIMIC, apresentando um coeficiente estimado cujo sinal é validado pela suposição teórica. Neste sentido, é possível afirmar-se que *DT* é, de facto, determinante na propulsão da ENR, sendo que, quanto maior for a carga fiscal, *ceteris paribus*, maior será a tendência para os agentes económicos enveredarem pela ENR (Alm, 1996; Schneider 2005, 2006). No modelo MIMIC, o coeficiente estimado é positivo e a variável é estatisticamente significativa, para um nível de significância sempre inferior a 1%. Ou seja, dado um aumento de 1% da variável *DT*, estima-se que a ENR cresça de 0,22%, *ceteris paribus*, (para o caso do ajustamento resultante da Especificação 2, sendo a interpretação análoga para os restantes ajustamentos).

Adicionalmente, procedendo à análise da ENR à luz da aplicação do ECM, outro resultado que se afigura relevante perpassa pelo seu efeito sobre a quantidade de moeda procurada ser distribuído de forma relativamente equilibrada entre o curto e o longo prazo, embora que o efeito de longo prazo seja mais evidente para algumas especificações.

Outra das variáveis, também preponderante na explicação do peso da ENR, corresponde ao montante dos benefícios sociais conferidos pelo Estado aos agentes económicos. Esta variável é de forma geral significativa para os modelos especificados, ainda que apresente efeitos divergentes no curto e no longo prazo, como resultado do polo de forças existente em se desviar para a ENR ou se manter no âmbito oficial. Assim, é de esperar que, no curto prazo, um crescimento dos benefícios sociais auferidos conduza a um decréscimo do aumento da procura de moeda com vista a realização de operações na ENR dado os custos

que lhe estão associados. Segundo Bajada (1999), esta redução do incentivo para se desviar para a ENR está relacionado com o *trade off* existente entre o trabalho e o lazer.

Se o indivíduo se manter na economia formal poderá continuar a auferir os benefícios e, portanto, terá a possibilidade de garantir a sua sustentabilidade em caso de ser forçado a abdicar do desempenho de funções num local de trabalho no âmbito da economia oficial, realidade essa que deixará de acontecer se o indivíduo optar por se manter na ENR. Este efeito é espelhado nas especificações com o ECM e MIMIC, sendo que para este último, com um nível de significância inferior a 1%, estima-se uma redução de 0,16 % da ENR perante um aumento de 1% dos benefícios sociais pagos pelo Estado, *ceteris paribus*. É também possível que o efeito, especialmente de longo prazo, seja de um aumento da ENR, conforme acontece, por exemplo, na Especificação 2 em que o efeito total dos benefícios sociais sobre a procura de moeda é de um crescimento estimado de longo prazo de $M1$ em 0,07%, correspondendo a 0,07 a estimativa da elasticidade de longo prazo da variável em causa.

Segundo Dell'Anno (2007), os benefícios sociais introduzem distorções à concorrência e à própria competitividade da economia, uma vez que estes alteram a carga tributária líquida a pagar por parte das empresas, podendo incentivar as mesmas a ingressar pela ENR, já que a atribuição destes benefícios pode estar assente em pilares de justiça duvidosos e discriminadores (tais como localização geográfica e rede de contactos) e não segundo metas de eficiência de mercado.

As variáveis que também influenciam a quantidade de moeda em circulação tais como a taxa de juro, a taxa de inflação, o rendimento disponível e o consumo privado final revelaram-se no presente estudo estatisticamente significativas. No que respeita à taxa de juro, esta variável assume-se como um factor predominantemente significativo como condição dissuasora de detenção de moeda no longo prazo. Segundo os resultados econométricos, perante um aumento de 1% na taxa de juro, *ceteris paribus*, o crescimento da procura de moeda apresenta uma evolução estimada de -0,003 % no longo prazo.

No que diz respeito à inflação, medida pela diferença do logaritmo do índice de preços do consumidor, a mesma aparenta ter um efeito positivo sobre a quantidade de moeda procurada. Segundo Gadea e Serrano-Sanz (2002), a inflação pode apresentar um efeito positivo sobre a procura de moeda, acelerando o nível de transações existentes na economia, especialmente em períodos cujo nível geral de preços é significativo, representando de facto um custo de oportunidade em deter moeda.

Por sua vez, quanto à variável *PCONS* associada ao consumo privado dos indivíduos medida em percentagem do PIB, os resultados econométricos apontam para uma

convergência com a teoria económica, com um maior consumo privado por parte dos agentes económicos a pressupor uma maior quantidade de moeda procurada.

No que diz respeito ao rendimento disponível, o seu efeito sobre a procura de moeda repercute-se essencialmente no curto prazo. É de esperar que um aumento do mesmo conduza a um aumento da procura de moeda e, conseqüentemente, da ENR, confirmado também pela estimativa do coeficiente associado à variável no modelo MIMIC. Tal significa que, adoptando a Especificação 2 como exemplo, um aumento de um 1% do rendimento disponível real conduz, mantendo todo o resto constante, a um aumento estimado de 0,99% da ENR. No método monetário, embora se verifique também um comportamento positivo do rendimento disponível no curto prazo, a partir do ECM identifica-se um efeito divergente no longo prazo. Segundo Tanzi (1980) é possível que uma redução de $M1$ em detrimento de outros agregados monetários, seja precedida de um desenvolvimento económico, repercutindo-se conseqüentemente numa relação negativa entre a variável YD e $M1$. Assim, com base nos coeficientes estimados pelo método monetário, no longo prazo, um aumento de um 1% no rendimento disponível real conduz, *ceteris paribus*, a uma redução estimada de 0,04% da quantidade procurada de moeda (segundo Especificação 2).

Ainda no âmbito da análise das estimações obtidas e sua interpretação económica, apesar de apresentarem de forma geral um comportamento esperado no que toca à sua relação com a quantidade de moeda procura, as variáveis $GOVEXP$ e $INDT$ não são estatisticamente significativas pelo que, considerando que não são cruciais na explicação da evolução observada na quantidade de moeda, não serão objecto de um estudo mais aprofundado.

No que concerne à análise da qualidade de ajustamento de um modelo de séries temporais seleccionadas, um dos testes importantes é o teste *Engles's Arch* (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Este centra-se na averiguação da presença de autocorrelação na variância dos termos de perturbação (Engle, 1982). Assim, a hipótese nula assenta na suposição de não existência de quaisquer efeitos *Arch*, sendo possível a asserção de que os modelos não apresentam os efeitos mencionados, dado o *p-value* em todos eles ser claramente superior a 0,05. Por fim, através do teste *Ramsey RESET* desenvolvido por Ramsey (1969) é possível aferir-se que os modelos encontram-se correctamente especificados fundamentados por *p-value* claramente superior a 0,05, sendo possível se concluir pela razoabilidade de estimação da ENR através dos modelos especificados.

No que concerne à qualidade de ajustamento das especificações seleccionadas para o modelo MIMIC, é notória a presença de uma boa qualidade de ajustamento face aos resultados dos indicadores e testes fundamentais na avaliação da qualidade de ajustamento

dos modelos de equações estruturais recomendados por múltiplos autores, nomeadamente o Qui-quadrado (χ^2), o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), o *Comparative Fit Index* (CFI) e o *Standardised Root Mean Square Residual* (SRMR).

Apresentar-se-á também outros indicadores frequentemente reportados como relevantes em estudos econométricos conforme refere McDonald e Ho (2002), nomeadamente os índices incrementais *Normed Fit Index* (NFI) e *Non-Normed Fit Index* (NNFI) e, por fim, o de parsimónia *Parsimonious Normed Fit Index* (PNFI). O teste do χ^2 com um *p-value* superior a 0,05, evidencia a não rejeição da hipótese nula de que o modelo encontra-se correctamente especificado, constatando-se tal cenário em todas as especificações (ver Tabela 5).

Quanto ao RMSEA, este tem sido reconhecido como um dos indicadores de ajustamento mais apropriados na análise de qualidade dos modelos. É de esperar que o RMSEA apresente valores inferiores a 0,06, captando assim um bom ajustamento do modelo (Hu e Bentler, 1999). Já no que diz respeito ao SRMR, os valores de referência de um bom/aceitável ajustamento para este indicador situam-se entre os 0,08 (Hu e Bentler, 1999) e os 0,10 (Schermelleh-Engel *et al.*, 2003), o que sucede em todos os modelos especificados pelo que, segundo este indicador, também eles apresentam boa qualidade de ajustamento.

Adicionalmente, colocando agora enfoque sobre o conjunto de índices incrementais, o NFI, NNFI³ e o CPI, de acordo com Hooper *et al.* (2008). Por consequência, é de esperar que os testes referidos apresentem valores superiores a 0,95, verificando-se uma coincidência entre os resultados empíricos e a suposição teórica, sendo que o CFI apresenta inclusive valor unitário em todos os modelos especificados, evidenciando uma qualidade de ajustamento bastante boa. Por fim, considerado como um dos indicadores também importante a ser referenciado, o PNFI apresenta-se como uma modificação do NFI (James *et al.*, 1982), não existindo contudo valores de referência para o mesmo, sendo frequente afirmar-se que quanto maior for a magnitude do indicador mais parcimonioso é o modelo.

A partir de uma análise prudente de todas as séries obtidas a partir das quatro especificações evidenciadas anteriormente constata-se que, a ENR apresenta uma tendência de crescimento ao longo do tempo. Esta expansão da ENR é sobretudo notória para o horizonte temporal entre 1970 e 1991. Efectivamente, em 1991, segundo dados estimados, a ENR apresenta um crescimento em torno dos 10 pontos percentuais face a 1970, verificando-se posteriormente um período de desaceleração do seu crescimento. Adicionalmente, é visível ainda um crescimento ligeiramente mais acentuado em alguns períodos de maior debilidade

³ Segundo Byrne (1998), dado o NNFI ser não normalizado, o mesmo poderá apresentar valores superiores a 1, podendo trazer dificuldades no que toca à interpretação do mesmo.

económica demarcados por um ambiente económico, social e político peculiar. A referir como título de exemplo, o período mais recente de crise económica.

Como já referido, a adopção de diferentes métodos de cálculo da ENR permite obter estimativas da ENR/PIB que espelham a dificuldade em obter uma série única e concreta da ENR. Segundo os padrões observados nas diversas especificações, parece plausível afirmar que o método de cálculo de Bajada (1999) permite evidenciar uma dimensão da ENR inferior à obtida com o método de Ahumada e com o modelo MIMIC, sendo que este último, na sua generalidade, reflecte uma dimensão da ENR que se situa entre a estimada com o método de Bajada e o de Ahumada. Ainda assim, a ENR obtida pelo Método Monetário, segundo diferentes metodologias, e a obtida pelo modelo MIMIC não apresentam uma acentuada dicotomia em termos de comportamento da série sendo, em geral, convergente. Por conseguinte, é possível referir que ambos os modelos conferem robustez reciprocamente.

A análise da evolução da ENR ao longo do tempo constitui indubitavelmente uma ferramenta poderosa de investigação, permitindo não só aferir a magnitude dos rendimentos que não são designados na contabilidade nacional, bem como reflectir a evolução de um conjunto de factores que têm influência na dimensão da ENR e que, simultaneamente, se assumem fulcrais para o saudável desenvolvimento económico de um país, entre os quais a situação do sistema tributário e o conjunto de interesses sociais e de lideranças existentes entre os agentes económicos.

Tabela 9 - Contributos para a evolução da ENR

	DT	INDT	WF	GOVEXP	YD	PIB	ENR
1970-1976	4,87%	2,65%	16,05%	3,01%	4,86%	4,79%	4,48%
1977-1983	3,17%	2,59%	4,80%	2,91%	2,42%	3,11%	2,12%
1984-1990	1,04%	-0,28%	-4,42%	1,03%	3,20%	4,06%	2,93%
1991-1997	2,69%	0,90%	2,45%	0,37%	1,95%	2,34%	2,35%
1998-2004	0,60%	1,08%	2,76%	0,93%	2,05%	2,31%	-0,05%
2005-2013	0,28%	-0,21%	2,63%	-0,06%	0,04%	-0,45%	0,22%

Notas: (1) As variáveis apresentam-se em taxas de crescimento médias anuais. (2) Cálculos efectuados pelo autor.

Da Tabela 9 sobressai de imediato um grupo de horizontes temporais que se destacam pela sua evolução particular e pela sua influência sobre a ENR, nomeadamente os períodos de 1970-1976, 1977-1979, 1986-1992 e, por fim, 2008-2013.

5. Actualização do índice para 2013

Tendo em conta os valores estimados que deram lugar ao andamento do índice de 1970 até 2012 e os novos valores estimados obteve-se o índice constante da Figura 3 e Tabela 10. Em rigor, teve-se agora em conta o valor médio resultante das 3 especificações anteriormente consideradas e de 10 especificações agora obtidas.

Figura 3. Peso da ENR no PIB oficial (em %), entre 1970-2013, em Portugal

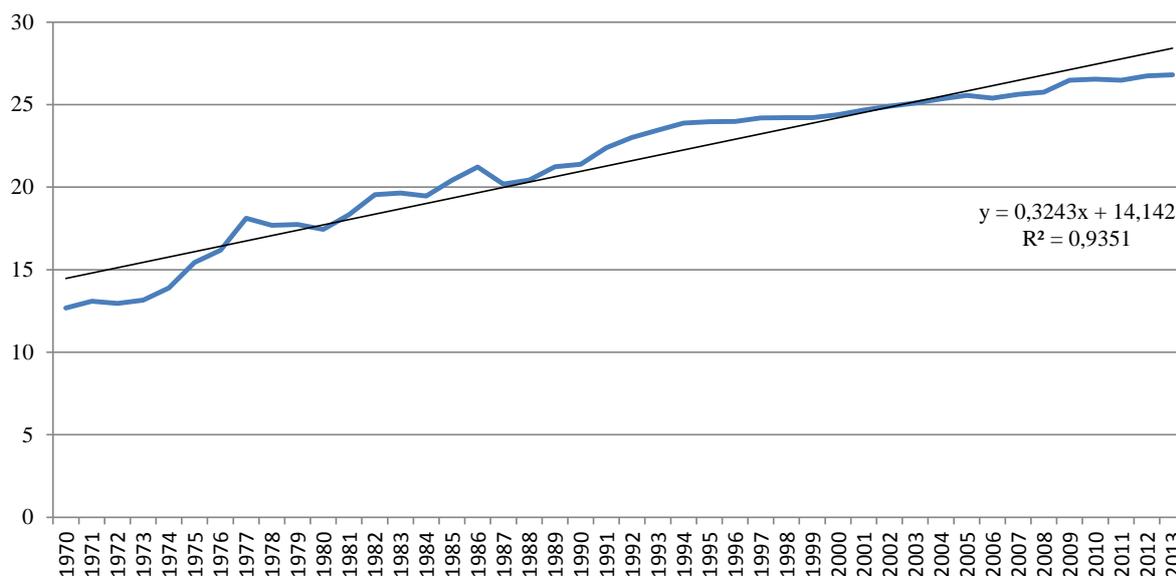


Tabela 10 – ENR no PIB oficial (%), em Portugal (Fonte: Cálculos dos autores.)

Ano	ENR/PIB oficial
1970	12,68
1971	13,10
1972	12,96
1973	13,15
1974	13,89
1975	15,44
1976	16,17
1977	18,11
1978	17,69
1979	17,74
1980	17,45
1981	18,32
1982	19,55
1983	19,64
1984	19,46
1985	20,41
1986	21,22
1987	20,18
1988	20,44
1989	21,23
1990	21,39
1991	22,39
1992	23,02
1993	23,45
1994	23,88
1995	23,96
1996	23,99
1997	24,19
1998	24,22
1999	24,22
2000	24,39
2001	24,67
2002	24,90
2003	25,10
2004	25,35
2005	25,55
2006	25,40
2007	25,62
2008	25,75
2009	26,48
2010	26,54
2011	26,48
2012	26,74
2013	26,81

Ano	ENR/PIB oficial
1970-1973	12,97
1974-1978	16,26
1979-1983	18,54
1984-1988	20,34
1989-1993	22,30
1994-1997	24,01
1998-2001	24,38
2002-2005	25,23
2006-2009	25,81
2010-2011	26,59
2013	26,81

Ano	ENR/PIB oficial
1990	21,39
1991	22,39
1992	23,02
1993	23,45
1994	23,88
1995	23,96
1996	23,99
1997	24,19
1998	24,22
1999	24,22
2000	24,39
2001	24,67
2002	24,90
2003	25,10
2004	25,35
2005	25,55
2006	25,40
2007	25,62
2008	25,75
2009	26,48
2010	26,54
2011	26,48
2012	26,74
2013	26,81

Os valores mostram uma tendência de aumento, desde o início do período considerado.

Tabela 11 – Valores da ENR ao longo do período 1970-2012, em Portugal

Valores anuais (preços correntes, em milhões de euros)		
Período	ENR	PIB oficial
1970-1973	135	1 437
1974-1978	485	3 353
1979-1983	1 191	7 285
1984-1988	4 825	28 551
1989-1993	10 889	62 462
1994-1997	17 203	87 767
1998-2001	24 777	122 706
2002-2005	32 228	146 905
2006-2009	39 206	167 665
2010-2011	43 191	171 789
2012	44 183	165 237
Fontes: Cálculos dos autores e Pordata		

Os valores da Tabela 3 relevam que a ENR em 2012, a preços correntes, rondou os 44183 milhões de euros. Só para se ter uma ideia da grandeza desse valor note-se que corresponde a cerca de 56% do montante total subjacente ao pedido de ajuda externa solicitado por Portugal junto da troika.

Tabela 12 – Peso do défice no PIB em diferentes cenários, para 2012

PIB	Oficial	165 237
	Total sem ENR ^(a)	209 421
	Total com peso da ENR igual à média da OCDE ^(b)	191 014
Défice público	Oficial	-10 624
	Sem ENR e aplicando uma taxa média de imposto de 20% à ENR ^(c)	-1 787
	Com peso da ENR igual à média da OCDE e aplicando uma taxa média de imposto de 20% à ENR ^(d)	-7 207
Peso = Défice / PIB	Oficial	-6,43%
	Sem ENR e sem cobrança adicional de impostos ^(e)	-5,07%
	Sem ENR e aplicando uma taxa média de imposto de 20% à ENR ^(f)	-0,85%
	Com peso da ENR igual à média da OCDE e aplicando uma taxa média de imposto de 20% à ENR ^(g)	-3,77%

Notas:

$$^{(a)} = 165237 * 1.2674$$

$$^{(b)} = 165237 * (1+(26,74\%-16,4\%))$$

$$^{(c)} = -10624 + 20\% * 26,74\% * 165237$$

$$^{(d)} = -10624 + 20\% * 165237 * (26,74\%-16,4\%)$$

$$^{(e)} = -10624 / 209421$$

$$^{(f)} = -1787 / 209421$$

$$^{(g)} = -7207 / 191014$$

O valor oficial do peso do défice do orçamento geral do estado no PIB foi, em 2012, de 6.43%. A Tabela 4 mostra, por exemplo, que, se não houvesse ENR, e admitindo uma carga fiscal média de 20% sobre esse valor, teria havido um défice de apenas 0.85%.

Conclusão

A ENR é um fenómeno em crescente expansão, cujas especificidades e determinantes ainda carecem de maior averiguação e estudo.

Calculada segundo dois modelos econométricos distintos, o método monetário e o modelo MIMIC, estima-se que a ENR tenha apresentado uma tendência de crescimento ao longo das últimas décadas, fixando-se em torno dos 12,6% em 1970, e acabando por registar, em 2013, uma magnitude que se estima em torno dos 26,8%. Dada a natureza não observável da ENR, todas as estimativas obtidas deverão ser analisadas com prudência, compreendendo-se que as mesmas têm implícitas um conjunto de limitações que estão associadas aos métodos econométricos adoptados. Assim, mais do que valores concretos, o crucial a reter diz respeito à sua tendência crescente que tem constituído, para o caso português, um problema no que toca à produção de estatísticas oficiais e implementação de políticas fiscais e orçamentais.

Adicionalmente, uma melhor compreensão deste fenómeno tem constituído um dos grandes objectivos das autoridades competentes, dados os efeitos negativos da ENR sobre a

economia oficial, tais como a progressiva desigualdade na distribuição do rendimento, a má afectação dos recursos, a concorrência desleal e a má qualidade dos serviços públicos.

Os resultados obtidos permitem tecer um conjunto de conclusões que são relevantes perante a necessidade de um maior conhecimento dos meandros da ENR, bem como dos seus métodos de estimação, causas e efeitos. Primeiramente, destaca-se as causas assinaladas como estatisticamente significativas aquando a estimação pelo método monetário, por via de um ECM, e o modelo MIMIC. Ambos os modelos parecem sugerir os impostos directos e as contribuições para a segurança sociais como os principais factores impulsionadores da ENR. Assim, os resultados parecem corroborar a teoria económica, verificando-se que, mantendo todo o resto constante, um aumento da carga fiscal conduz de facto a um crescimento da ENR, ainda que esse efeito não seja linear no caso dos benefícios sociais, já que os custos associados à integração na ENR e a perda de benefícios sociais auferidos na economia oficial parecem demover alguns agentes económicos em ingressar em actividades fora do âmbito formal.

Outro resultado revelador deste estudo diz respeito às divergências existentes entre os diferentes métodos utilizados. De facto, as evidências parecem apontar para que a ENR obtida pelo Método Monetário, segundo diferentes metodologias, e a obtida pelo modelo MIMIC não apresentem uma acentuada dicotomia em termos de comportamento das séries temporais sendo, em geral, convergentes, o que permite a conclusão da adequabilidade dos métodos econométricos em reflectir a realidade em causa, ainda que para o método monetário sejam frequentemente enunciadas críticas no que toca aos pressupostos erróneos e irrealistas sobre os quais o mesmo assenta.

Num contexto demarcado por um elevado esforço fiscal, uma elevada carga burocrática, uma imposição de restrições sobre a atribuição de benefícios sociais e uma diminuição generalizada dos valores éticos da população, o aumento do peso relativo da ENR torna relevante a investigação da natureza causal existente entre a economia paralela e o crescimento económico. Considerando o estudo da causalidade de Granger entre a ENR e o PIB como pano de fundo, é possível então retirar as três seguintes conclusões:

- (1) Dados os coeficientes negativos associados às variáveis desfasadas da variável ENR na equação do PIB como variável explicada, os resultados parecem evidenciar efectivamente a existência de efeitos negativos, no longo prazo, da ENR sobre a economia oficial, já que perante um aumento de 1% da ENR, estima-se que o PIB diminua no longo prazo 0,20%, *ceteris paribus*.

(2) Evidências presentes no mesmo estudo e estatisticamente significativas sugerem igualmente que, no curto prazo, um aumento de 1% da ENR conduz a um aumento de 0,32% do produto oficial, *ceteris paribus*. Tal significa que, a ENR pode igualmente proporcionar um estímulo positivo na economia formal, através de, por exemplo, a criação de um rendimento adicional que permite aos agentes económicos aumentar o seu nível de vida e fomentar o investimento;

(3) Do modelo VECM verifica-se igualmente a presença de coeficientes positivos associados às variáveis desfasadas do PIB quando a ENR constitui a variável explicada e uma causalidade bidirecional entre a ENR e o PIB. Ora, tal parece sugerir que, aquando uma tentativa de introdução de maior dinamismo da economia oficial, com a aplicação de políticas fiscais e orçamentais expansionistas, a ENR é igualmente estimulada, verificando-se que ambas variam no mesmo sentido, ainda que o peso relativo da ENR seja ambíguo. Neste sentido, grande cautela deverá estar implícita na realização de quaisquer estudos ou tomadas de decisão no que concerne às medidas económicas necessárias para o estímulo da economia.

Parece plausível admitir que, mais do que procurar uma manutenção da credibilidade do sistema fiscal e limitação da ENR inserida num mundo em mutação constante, com a introdução de fortes medidas regulativas de combate à fraude e à evasão fiscal, importa por parte das autoridades competentes proceder:

- (i) A uma reformulação da legislação laboral;
- (ii) A uma simplificação do sistema fiscal;
- (iii) À reforma do sistema de segurança social;
- (iv) A uma maior sensibilização da população;
- (v) À adopção de um conjunto de medidas que permitam a transferência das actividades da ENR para a economia formal. A incorporação da ENR no âmbito formal permitiria não só a transmissão dos efeitos benéficos dessas actividades para o sector formal, bem como uma redução das distorções observadas nos indicadores económicos fulcrais para a prossecução de políticas fiscais e orçamentais com maior grau de eficiência.

Posto isto, embora a ENR tenha sido abordada com maior intensidade nos últimos anos, as anteriores conclusões parecem revelar que Portugal ainda se encontra limitado relativamente à definição de um plano de combate da ENR, dado os escassos conhecimentos no plano teórico e empírico português. Assim, torna-se premente um estudo mais aprofundado

no que toca às metodologias a adoptar para a estimação da ENR, com o desenvolvimento de uma metodologia assente em premissas que se adequem à complexidade e a mutabilidade do mundo actual e que, permitam suplantar as múltiplas críticas enunciadas pelos diversos investigadores no que concerne à aplicabilidade do método monetário e modelo MIMIC.

Principais referências

- Afonso, O. e N. Gonçalves (2009), “Economia Não Registada em Portugal”, Working Paper, Nº 4, Edições Húmus & OBEGEF.
- Afonso, O. e N. Gonçalves (2011), “The Portuguese Non-Observed Economy”, *Advances in Management & Applied Economics*, Vol. 1, Nº 2, 2011, pp.23-57.
- Afonso, O., C. Pimenta, M. Costa e N. Gonçalves (2013), “A Economia não Registada na Região Autónoma dos Açores”, Trabalho realizado no seio do OBEGEF, tendo como coordenador Óscar Afonso. Editor: Edições Húmus. Localização web: <http://www.gestaodefraude.eu>.
- Ahumada, H., F. Alvaredo e A. Canavese (2004), “The Monetary Method and the Size of the Shadow Economy: A Critical Assessment”, *Review of Income and Wealth*, Vol. 53, Nº 2, pp.363-371.
- Ahumada, H., F. Alvaredo e A. Canavese (2007), “The Monetary Method Measure the Size of the Shadow Economy: A Critical Guide to its Proper Use”, Discussion Paper, Universidad del CEMA.
- Ahumada, H., F. Alvaredo e A. Canavese (2009), "The Monetary Method to Measure the Size of the Shadow Economy. A Critical Examination of its Use", *Revue Économique*, Vol. 60, pp.1069-1078.
- Alañón, A. e M. Gómez-Antonio (2005), “Estimating the Size of the Shadow Economy in Spain: A Structural Model with Latent Variables”, *Applied Economics*, Vol. 37, Nº 9, pp.1011-1025.
- Alm, J. (1996), "Explaining Tax Compliance." in *Exploring the Underground Economy*, Susan Pozo (editor), Upjohn Institute for Employment Research, pp.103-128, Michigan.
- Bajada, C. (1999), “Estimates of the Underground Economy in Australia”, *Economic Record*, Vol. 75, Nº 4, pp.369-384.
- Bajada, C. e F. Schneider (2005), “The Shadow Economies of the Asia-Pacific”, *Pacific Economic Review*, Vol. 10, Nº 3, pp.379-401.

- Breusch, T. (2005a), “Estimating the Underground Economy Using MIMIC Models”, Working Paper, Nº 0507003, Faculty of Economics and Commerce, The Australian National University.
- Breusch, T. (2005b), “Australia's cash economy: Are the estimates credible?”, *The Economic Record*, Vol. 81, Nº 255, pp.394-403.
- Breusch, T. (2005c), “Fragility of Tanzi’s Method of Estimating the Underground Economy”, Working Paper, School of Economics, The Australian National University.
- Cagan, P. (1958), “The Demand for Currency Relative to the Total Money Supply”, *Journal of Political Economy*, Vol. 66, Nº 3, pp.302-328.
- Dell’Anno, R. (2007), “The Shadow Economy in Portugal: An Analysis with the MIMIC Approach”, *Journal of Applied Economics*, Vol. 10, Nº 2, pp. 253-277.
- Dell’Anno, R. (2008), “What is the Relationship Between Unofficial and Official Economy? An Analysis in Latin American Countries”, *European Journal of Economics Finance and Administrative Sciences*, 12, 185-203.
- Dell’Anno, R., Gómez-Antonio, M. and Alañon, A. (2007), “The Shadow Economy in Three Mediterranean Countries: France, Spain and Greece. A MIMIC Approach”, *Empirical Economics*, 33, 51-84.
- Dickey, D. e W. A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, Nº366, pp.427-431.
- Dickey, D. e W. A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, Vol. 49, Nº 4, pp.1057-1072.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation”, *Econometrica*, Vol. 50, Nº 4, pp.987-1008.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Engle, R.F. and Yoo, B.S. (1987), “Forecasting and Testing in Cointegrated Systems”, *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- Engle, R.F. e C.W.J. Granger (1987), “Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing”, *Econometrica*, Vol. 55, Nº 2, pp.251-276.
- Enste, D.H. (2010), “Regulation and Shadow Economy: Empirical Evidence for 25 OECD-Countries”, *Constitutional Political Economy*, 21, 231-248.
- Feige, E.L. (1979), “How Big is the Irregular Economy?” *Challenge*, Vol. 22, Nº 1, pp.5-13.

- Frey, B. and Weck-Hanneman, H. (1984), “The Hidden Economy as an Unobserved Variable”, *European Economic Review*, 26, 33-53.
- Frey, B. e F. Schneider (2000), “Informal and Underground Economy”, in *International Encyclopedia of Social and Behavioral Science, Bd. 12 Economics*, O. Ashenfelter (editor), Elsevier Science Publishing Company, Amsterdam.
- Gadea, M. D. e J.M. Serrano-Sanz (2002), “The hidden economy in Spain – A Monetary Estimation, 1964-1998”, *Empirical Economics*, Vol. 27, Nº 3, pp.499-527.
- Giles, D.E.A. and Tedds, L.M. (2002), “Taxes and the Canadian Underground Economy”, Canadian Tax Paper No.106, Toronto: Canadian Tax Foundation.
- Giles, D.E.A., L.M. Tedds e G.Werkneh (2002), “The Canadian Underground and Measured Economies: Granger Causality Results”, *Applied Economics*, Vol. 34, Nº 18, pp.1-14.
- Gutmann, P.M. (1977), “The Subterranean Economy”, *Financial Analyst Journal*, Vol. 33, Nº 6, pp. 26-27.
- Hooper, D., J. Coughlan e M. R. Mullen (2008), “Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit” *The Electronic Journal of Business Research Methods*, Vol.6, Nº 1, pp.53-60.
- Hu, L.T. e P. M. Bentler (1999), “Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives”, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, Vol. 6, Nº 1, pp.1-55.
- James, L.R., S.A. Mulaik e J.M. Brett (1982), *Causal Analysis: Assumptions, Models, and Data*, Beverley Hills, CA: Sage.
- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, Nº 2-3, pp.231-254.
- McDonald, R.P. e M.H.R. Ho (2002), “Principles and Practice in Reporting Statistical Equation Analyses”, *Psychological Methods*, Vol.7, Nº1, pp.64-82.
- Phillips, P.C.B. e P. Perron (1988), “Testing for Unit Roots in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol. 75, Nº 2, pp. 335-346.
- Ramsey, J. B. (1969), "Test for Specification error in Classical Linear Least Squares Regression Analysis," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, Vol. 31, Nº 2, pp.350-371.
- Schneider, F. (2005), “Shadow Economies Around the World: What Do We Really Know?”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 21, pp.598-642.
- Schneider, F. (2006), “Shadow Economies and Corruption All Over the World: What Do We Really Know?”, Discussion Paper, Nº 2315, Institute for the Study of Labor (IZA).

- Schneider, F. and Enste, D.H. (2000), “Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences”, *Journal of Economic Literature*, 38, 77-114.
- Schneider, F. e A. Buehn (2007), “Shadow Economies and Corruption all over the World: Revised Estimates for 120 Countries”, *Economics - The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, Vol. 1, pp. 1-53.
- Schneider, F. e D.H. Enste (2000), “Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences”, *The Journal of Economic Literature*, Vol. 38, Nº 1, pp. 77-114.
- Soares, Cláudia. “A Economia Não Registada em Portugal: Modelo Monetário e do Modelo MIMIC”. Tese de mestrado FEP, sob orientação de Óscar Afonso e defendida em Novembro 2014.
- Stapleton, D.C. (1978), “Analysing Political Participation Data with a MIMIC Model” *Sociological Methodology*, Vol.15, pp. 52-74.
- Tanzi, V. (1980), “The Underground Economy in the United States: Estimates and Implications”, *Banca Nazionale del Lavoro*, Vol. 135, Nº 4, pp. 427-453.
- Tanzi, V. (1982a), *The Underground Economy in the United States and Abroad*, Lexington: D.C. Heath.
- Tanzi, V. (1982b), “Underground Economy and Tax Evasion in the United States: Estimates and Implications”, in *The Underground Economy in the United States and Abroad*, V. Tanzi (editor), pp. 69-92, Lexington Books.
- Tanzi, V. (1983), “The Underground Economy in the United States: Annual Estimates, 1930-80”, *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 30, Nº 2, pp.283-305.
- Tanzi, V. (1999), “Uses and Abuses of Estimates of the Underground Economy”, *The Economic Journal*, Vol. 109, Nº 456, pp. 338-347.
- Tanzi, V. (2002), “The Shadow Economy, Its Causes and Its Consequences”, International Seminar on the Shadow Economy Index in Brazil, Rio de Janeiro.

Principais sites consultados:

<http://www.gestaodefraude.eu>

<http://www.pordata.pt>

<http://www.ine.pt>

<http://www.bportugal.pt>