

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

Economia Subterrânea em Portugal
Uma abordagem econométrica do fenómeno

Carlos Filipe Teixeira Andrade

Dissertação para obtenção do grau de
Mestre em Matemáticas Aplicadas à Economia e à Gestão
orientada pelo *Prof. Doutor João Dias*

Constituição do Júri:

presidente

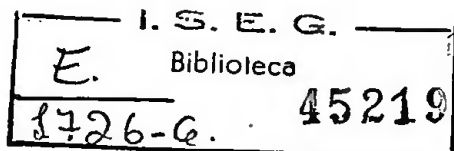
Prof. Doutor João Dias

vogais

Prof. Doutor Rui Manuel Campilho Pereira de Menezes

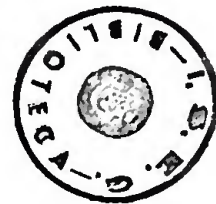
Prof. Doutor José Manuel de Matos Passos

LISBOA
JUNHO 1997



X960580963

RESERVADO



HB 141. A53 1997

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

Economia Subterrânea em Portugal
Uma abordagem econométrica do fenómeno

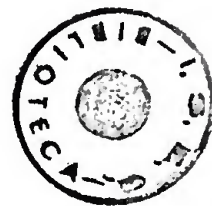
Carlos Filipe Teixeira Andrade

Dissertação para obtenção do grau de
Mestre em Matemáticas Aplicadas à Economia e à Gestão
orientada pelo *Prof. Doutor João Dias*

Constituição do Júri:
presidente
Prof. Doutor João Dias
vogais
Prof. Doutor Rui Manuel Campilho Pereira de Menezes
Prof. Doutor José Manuel de Matos Passos

LISBOA
JUNHO 1997

AGRADECIMENTOS



Ao Doutor João Dias, pela disponibilidade manifestada em orientar o presente trabalho, em especial, pelas sugestões fornecidas, o meu reconhecido agradecimento.

Ao Dr. Dilip Bhattacharyya, pela amável cedência de textos e úteis sugestões, o meu agradecimento.

À minha esposa, pelo apoio e incentivo constantes, o meu obrigado.

A toda a minha família, pela paciência demonstrada e pela forma como sempre me souberam motivar.

À Fátima Pinho, o meu reconhecimento pela ajuda prestada ao longo da realização deste trabalho.

ÍNDICE

INTRODUÇÃO.....	1
I. A ECONOMIA SUBTERRÂNEA.....	10
1. Conceito de Economia Subterrânea.....	10
2. Interação Economia Oficial x Economia Subterrânea.....	15
3. Economia Subterrânea e Economia Informal.....	17
4. Função e Motivos de Participação.....	28
II. CONSEQUÊNCIAS ECONÓMICAS da ECONOMIA SUBTERRÂNEA.....	30
1. Informação, Informação Errada e Falsa Informação.....	30
2. A Dinâmica da Economia Subterrânea: pró-cíclica, anticíclica ou neutra.....	35
3. A Afecção de Recursos e a sua Eficiência.....	37
4. Os Efeitos dos Impostos.....	52
3. METODOLOGIAS para a ESTIMAÇÃO da DIMENSÃO da ECONOMIA SUBTERRÂNEA.....	57
4. AVALIAÇÃO DA ECONOMIA SUBTERRÂNEA RECORRENDO A MÉTODOS ECONOMETRÍCOS.....	69
1. Exposição do Modelo Desenvolvido por D.K.Bhattacharyya Integrando este Fenómeno.....	70
1.1. A procura de moeda e a economia subterrânea.....	73
1.2. Utilização de <i>Reset Proxies Modificadas</i> e referências à implementação empírica da metodologia.....	76
2. Os Dados Utilizados e Considerações sobre a Aplicação desta Metodologia a Portugal.....	78
3. Implementação do Modelo para Portugal.....	80
3.1. Valores iniciais para os parâmetros do modelo	80
3.2. Métodos de estimação não linear	82
3.3. Identificação do modelo	86
3.4. Resultados da estimação inicial do modelo	90
3.5. Análise da consistência das estimativas	90
3.6. Estudo da presença de observações influentes	92
3.7. Estudo da presença de colinearidade	93

ÍNDICE

INTRODUÇÃO.....	1
I A ECONOMIA SUBTERRÂNEA.....	10
1. Conceito de Economia Subterrânea.....	10
2. Interação Economia Oficial x Economia Subterrânea.....	15
3. Economia Subterrânea e Economia Informal.....	17
4. Função e Motivos de Participação.....	28
II. CONSEQUÊNCIAS ECONÓMICAS da ECONOMIA SUBTERRÂNEA.....	30
1. Informação, Informação Errada e Falsa Informação.....	30
2. A Dinâmica da Economia Subterrânea: pró-cíclica, anticíclica ou neutra.....	35
3. A Afecção de Recursos e a sua Eficiência.....	37
4. Os Efeitos dos Impostos.....	52
3. METODOLOGIAS para a ESTIMAÇÃO da DIMENSÃO da ECONOMIA SUBTERRÂNEA.....	57
4. AVALIAÇÃO DA ECONOMIA SUBTERRÂNEA RECORRENDO A MÉTODOS ECONOMÉTRICOS.....	69
1. Exposição do Modelo Desenvolvido por D.K.Bhattacharyya Integrando este Fenómeno.....	70
1.1. A procura de moeda e a economia subterrânea.....	73
1.2. Utilização de <i>Reset Proxies Modificadas</i> e referências à implementação empírica da metodologia.....	76
2. Os Dados Utilizados e Considerações sobre a Aplicação desta Metodologia a Portugal.....	78
3. Implementação do Modelo para Portugal.....	80
3.1. Valores iniciais para os parâmetros do modelo	80
3.2. Métodos de estimação não linear	82
3.3. Identificação do modelo	86
3.4. Resultados da estimação inicial do modelo	90
3.5. Análise da consistência das estimativas	90
3.6. Estudo da presença de observações influentes	92
3.7. Estudo da presença de colinearidade	93



3.8. Estudo da presença de correlação em série	
3.9. Testes para análise da forma funcional	101
3.9.1. Teste da presença de restrições de factor comum	101
3.9.2. Teste de erros de especificação por omissão de variáveis	103
3.9.3. Outros testes sobre a forma funcional	105
4. Modelo Adoptado	108
4.1 Estimação do modelo	109
4.2. Testes para detectar a presença de correlação em série	111
4.3. Testes para detectar variáveis omitidas	112
4.4. Teste da normalidade	114
4.5. Testes para detectar a presença de heterocedasticidade	116
4.6. Teste para detectar heterocedasticidade condicional autoregressiva	121
4.7. Teste para detectar quebra de estrutura	122
4.8. Síntese dos resultados alcançados	126
5. Análise da Economia Subterrânea Estimada	128
5.1. Análise das estimativas obtidas para os parâmetros do modelo e respectiva matriz de covariâncias	128
5.2. Análise das estimativas obtidas para a economia subterrânea.....	130
CONCLUSÃO.....	133
BIBLIOGRAFIA.....	141
ANEXOS.....	150

FIGURAS

FIGURA Nº 1: Relação entre Economia Subterrânea e o PIB.....	13
FIGURA Nº 2: Tipologia das Actividades Subterrâneas.....	14
FIGURA Nº 3: Interação entre o Sector Subterrâneo e o Sector Oficial.....	16

QUADROS

QUADRO Nº 1: Economia Subterrânea na Comunidade Europeia.....	57
QUADRO Nº 2: Valores Iniciais dos Parâmetros Convencionais a Combinar.....	81
QUADRO Nº 3: Valores Iniciais dos Parâmetros para a Proxy da Economia Subterrânea.....	82
QUADRO Nº 4: Valores Iniciais para o Parâmetro κ	82
QUADRO Nº 5: Estimativas da Convergência com t -rácios mais elevados.....	90
QUADRO Nº 6: Teste da Presença de Correlação em Série.....	100
QUADRO Nº 7: Estimativas da Convergência com t -rácios mais elevados após correcção da especificação.....	109
QUADRO Nº 8: Estimativas da Convergência com t -rácios mais elevados após fixar κ	110
QUADRO Nº 9: Teste da Presença de Correlação em Série para o modelo adoptado.....	112
QUADRO Nº 10: Matriz de Covariâncias Estimada o modelo adoptado.....	129

GRÁFICOS

GRÁFICO Nº 1: Detectar Observações Influentes.....	93
GRÁFICO Nº 2: Comportamento dos Resíduos Estimados.....	122
GRÁFICO Nº 3: Economia Subterrânea em percentagem do PIB	131
GRÁFICO Nº 4: Intervalo de Confiança para a Estimativa da Economia Subterrânea.....	132

ÍNDICE de ANEXOS

Anexo 1: Dados utilizados.	I
Anexo 2: Teste de omissão de variáveis para avaliar a susceptibilidade de aplicação da metodologia proposta ao caso português	III
Anexo 3: Programa de procura da estimativa com melhores t-rácios	V
Anexo 4: Teste da consistência da estimativa e obtenção dos valores \hat{h}_t e \hat{u}_t	VI
Anexo 5: Análise da sensibilidade das estimativas: simulação sem as duas últimas observações	IX
Anexo 6: Análise da colinearidade	XI
Anexo 7: Teste da presença de correlação em série	XIV
Anexo 8: Estimação do modelo supondo válida a hipótese $u_t = u_{t-4} + \varepsilon_t$	XX
Anexo 9: Teste de restrições de factor comum	XXII
Anexo 10: Teste de erro de especificação por variáveis omitidas	XXIV
Anexo 11: Teste de erro de especificação supondo especificações alternativas	XXVI
Anexo 12: Programa de procura da estimativa com melhores t-rácios para o modelo adoptado	XXXI
Anexo 13: Estimativas da convergência com t-rácios mais elevados após correcção da especificação e análise da colinearidade para o modelo adoptado	XXXII
Anexo 14: Estimativas da convergência com t-rácios mais elevados, com κ fixo, teste da consistência e análise da colinearidade para o modelo adoptado	XXXVII
Anexo 15: Testes da presença de correlação em série para o modelo adoptado	XLIV
Anexo 16: Testes da presença de variáveis omitidas	LI
Anexo 17: Testes da Normalidade dos resíduos e da presença de heterocedasticidade	LV
Anexo 18: Testes para avaliar eventuais quebras de estrutura	LXIII
Anexo 19: Economia subterrânea estimada	LXXI

ECONOMIA SUBTERRÂNEA EM PORTUGAL

INTRODUÇÃO

A par da economia de que temos conhecimento, existe uma outra, que se desenvolve à margem do enquadramento normativo vigente, afirmando-se actualmente que essa economia, usualmente conhecida por "subterrânea", é importante e movimenta recursos humanos e físicos bastante volumosos. De um modo mais ou menos superficial, todos nós temos conhecimentos sobre essa zona obscura da economia.

Apenas recentemente se tornou no centro das atenções, seja dos *mass media*, seja dos analistas económicos, o estudo do fenómeno identificado sob uma variedade enorme de denominações, como economia "subterrânea", "submersa", "paralela", "oculta", "escondida", "informal", "não oficial", "negra", "não observada", "não mensurada", "não registada", "sombra", "ilegal", "criminal", "segunda", "clandestina", entre muitas outras designações (o fenómeno é ainda encarado na perspectiva do trabalho e do mercado). Este interesse surgiu em primeiro lugar nos países Ocidentais e desenvolveu-se, sobretudo, a partir da segunda metade dos anos 70, centrando-se nos fenómenos irregulares no mercado de trabalho e na questão da evasão fiscal e respectivas consequências.

Apesar do interesse sobre este fenómeno ser relativamente novo, isso não significa que seja um produto recente da actividade económica. Antes pelo contrário, este fenómeno encontra-se presente desde que existe actividade económica regulamentada. Apenas a sua composição específica e o seu papel evoluíram com o desenvolvimento dos sistemas económicos e das relações sociais. Contudo, recentemente assistiu-se a uma considerável mudança na sua natureza, uma vez que perdeu grande parte do seu carácter tradicional, tendo-se tornado mais dinâmico e sujeito, dentro de certos limites, a decisões de natureza racional.

Como já se afirmou anteriormente, é a partir do início dos anos setenta que esta temática ganha relevância, não por antes desta data não se conhecerem múltiplas manifestações do fenómeno, mas por apenas então este atingir uma dimensão suficientemente relevante para chamar a atenção sobre si.

No seio das economias Ocidentais, desde os finais da 2ª Guerra Mundial, assistiu-se não só ao desenvolvimento do chamado Estado Providência, como ao aparecimento de múltiplos mecanismos de intervenção administrativa e de regulamentação de mercados. Todavia, a dinâmica da crise do início dos anos setenta (e posteriormente do início da década de 80) provocou uma expansão considerável das actividades não declaradas, uma vez que deu origem a reacções defensivas por parte dos agentes económicos por forma a defrontarem os efeitos da crise económica.

Por um lado assiste-se a um choque da Oferta, induzido externamente pelo encarecimento dos preços das matérias primas, em especial do petróleo, que induz os empresários a procurem soluções alternativas para fazer face à subida dos custos de produção. Num contexto de elevada rigidez, não só no mercado de trabalho, como no monetário e no de bens e serviços, a reacção da classe empresarial passa inevitavelmente por uma profunda mudança da tecnologia, que aumente os níveis de produção e melhore a competitividade do aparelho produtivo. Todavia, esta estratégia não só não é viável para todas as unidades produtivas (dados os custos associados ao desenvolvimento de novas tecnologias), como a sua concretização não é imediata. Para as pequenas e médias empresas, a necessidade de manterem os níveis de competitividade, dada a quase impossibilidade de, a médio e curto prazo, acederem a novas tecnologias, conduz à procura de soluções alternativas, que passam muitas vezes pela redução dos respectivos custos variáveis (que, perante a rigidez do quadro institucional, apenas é possível pela transgressão das normas, isto é, no âmbito das actividades económicas ditas subterrâneas).

Por outro lado, os beneficiários de rendimentos de variadíssimas categorias, perante a estagnação e mesmo diminuição dos mesmos em termos reais, começam a adoptar comportamentos no sentido de encontrar fontes alternativas geradoras de receitas. Estes agentes económicos, dado o quadro institucional marcado pela rigidez, poderiam oferecer a sua capacidade de trabalho à margem dos canais oficiais, no sentido de manter a tendência, gerada nas décadas anteriores de crescimento económico, de aumento dos rendimentos reais (tendência esta, ameaçada pela crise económica e pelas políticas anti-inflacionistas adoptadas para a controlar).

Se conjugarmos ambos os tipos de reacções, que acabam por reflectir os interesses das empresas (necessidade de manutenção de elevados níveis de competitividade, contrariada quer por obstáculos de natureza tecnológica, quer pelo peso dos encargos sociais e dos impostos) e os interesses dos trabalhadores (necessidade de complementar a inexistência, ou insuficiência, das respectivas remunerações), resulta uma grande cumplicidade face à prossecução de uma actividade oculta, desenvolvida à margem da regulamentação social e fiscal, a qual tende, face a elevadas taxas de desemprego, a ser grandemente tolerada pela opinião pública.

Em suma, nas economias Ocidentais, vários foram os factores que contribuíram, directa ou indirectamente, para o crescendo da atenção, sendo alguns dos mais importantes os seguintes:

i) a constatação do aumento do padrão de vida, sem que houvesse uma justificação para tal desenvolvimento, num período de forte recessão económica generalizada;

ii) apesar do aumento do desemprego, as associações sindicais mantêm o seu poder intacto, conseqüentemente, detêm a sua posição de força para resistirem a pressões no sentido da redução dos salários;

iii) em alguns países, como a Itália, verificou-se, durante as décadas de 60 e 70, uma queda abrupta do nível de emprego feminino, o que contrastava com a situação nos restantes países desenvolvidos Ocidentais, pelo que uma maior atenção sobre o fenómeno veio a revelar que a força de trabalho feminina e mesmo parte da mão de obra masculina não se havia retirado do

mercado de trabalho, mas sim deslocado de actividades legais para não declaradas;

iv) num período de recessão, as despesas estatais cresceram, enquanto que o acréscimo da pressão dos impostos não gerou o aumento das receitas previsto com base nos níveis de actividade esperados;

v) desde os anos 60 e sobretudo no início da década de 70, verificou-se um processo generalizado de descentralização da produção - atribuído a um rápido crescimento dos custos de produção- sem reflexos quer em termos de alterações radicais na estrutura produtiva quer na ocorrência de um acelerado progresso tecnológico. Esta descentralização é conduzida pelas empresas que passaram a utilizar bens e serviços fornecidos por pequenas e médias empresas, algumas delas parcialmente irregulares;

vi) finalmente, assistiu-se a uma maior e crescente presença de trabalhadores estrangeiros em vários países, apesar desse facto não produzir reflexos nas estatísticas e, menos ainda, nos pagamentos à segurança social.

A partir do final da década de setenta, um fenómeno de natureza similar começou a despertar a atenção nos países de Leste. Este interesse foi mais tardio nestes países, uma vez que era habitualmente encarado como "distúrbios temporários" provocados por factores externos ao sistema económico vigente. Todavia, a progressiva queda das taxas de crescimento oficiais e as dificuldades encontradas em melhorar o padrão de vida da população nestes países estimularam formas alternativas de investigação, que passaram a debruçar-se sobre a chamada "second economy".

Apesar de não haver grande polémica relativamente aos factores que conduziram à crescente importância deste tema, se examinarmos a literatura que se debruça sobre o mesmo é possível notar:

i) uma grande disparidade entre os autores, tanto em termos de abordagens, como em termos de actividades específicas incluídas nas designações e nas definições;

ii) a natureza do fenómeno extremamente heterogénea, abrangendo actividades distintas com diferentes causas e consequências;

iii) a grande incerteza das estimativas quantitativas, devido à escassez de informação, à limitada precisão das estimativas e à relativa inexactidão e novidade dos métodos de estimação, apesar de ser praticamente inevitável que assim seja, quando se lida com um problema cuja definição é complexa e polémica.

Apesar da controvérsia latente na literatura relativamente à definição, caracterização e mensuração do fenómeno, a importância desta temática não é irrelevante, antes pelo contrário. Sem pretensão de exaustividade, abordar-se-ão algumas das questões mais relevantes associadas.

Uma vez que este fenómeno envolve a prossecução de actividades deliberadamente ocultadas das autoridades oficiais, então parte da actividade económica realizada no país escapa à contabilização do PNB, pelo que a gestão macroeconómica, sendo baseada nas estatísticas oficiais, pode resultar em acções de política económica de magnitudes "erradas" ou mesmo mal direccionadas (sobretudo se este fenómeno tiver uma dimensão apreciável). Aliás, a nova metodologia de cálculo do PIB, adoptada em 1992, integra já métodos de estimativa indirecta da economia "informal", designadamente os que resultam da comparação entre os números obtidos para o emprego nos inquéritos realizados junto das famílias e das empresas, tendo dado origem a um aumento do PIB da ordem dos 12% resultante de parte da actividade inicialmente não captada pelas contas nacionais.

Por outro lado, se a dimensão do fenómeno, face à economia oficialmente medida, crescer, então a taxa de crescimento do PNB medido é inferior à taxa de crescimento real da economia. Torna-se, conseqüentemente, necessário avaliar o crescimento do fenómeno, uma vez que o crescimento económico lento, sobretudo característico da década de 70 e do princípio dos anos 90, poderá ser, em grande parte, uma ilusão estatística, caso nesse período a economia "escondida" tenha crescido a um ritmo superior.

Outra questão associada a este fenómeno, tem a ver com a problemática da eficiência da afectação de recursos. Se existem empresas a laborar à margem das leis, provavelmente desenvolvem a sua actividade com menores custos (seja, por exemplo, pelo não pagamento de impostos ou deduções à segurança social, seja pelo não cumprimento de leis relativas à segurança no trabalho, às normas ambientais ou aos salários mínimos), o que vem afectar a competitividade das empresas a trabalhar respeitando o quadro institucional legal.

Como a economia "subterrânea" pode ser definida em termos de evasão fiscal, um crescimento da dimensão do fenómeno pode ser consequência essencialmente de uma subida da carga fiscal, pelo que o aumento desta pode levar a uma redução das receitas de impostos e consequentemente produzir défices orçamentais. O aumento da economia "subterrânea" pode ser encarado como a reacção dos indivíduos que se sentem excessivamente sobrecarregados pelas actividades do Estado (como elevados impostos e crescente regulamentação). Toma-se particularmente necessário reflectir sobre estas problemáticas, num momento em que se afirma a necessidade de cumprir os critérios de Maastricht - exige-se a redução do défice orçamental e da dívida pública - que permitirão ao país aderir à União Económica e Monetária. Repare-se que, dada uma certa rigidez das despesas do Estado, não haverá muitas alternativas. Como o aumento da carga fiscal pode conduzir a um aumento da economia "subterrânea", por via de uma maior evasão fiscal, torna-se relevante dissuadir a fuga aos impostos, o que conduz a questões relevantes: Qual o ponto de equilíbrio entre o esforço de cumprimento das leis fiscais (isto é, o aumento da probabilidade de detecção da evasão) e o sistema de penalizações a adoptar em caso de incumprimento? Qual o grau de controlo governamental da fuga aos impostos? Quais os custos do não cumprimento do sistema fiscal? É evidente que existem problemas ao nível do esforço de cumprimento do sistema de impostos em algumas áreas, mas as suas soluções dificilmente serão encontradas se a real escala do fenómeno for incorrectamente apreendida.

Apesar das implicações muito variadas deste fenómeno, a forma como a opinião pública apreende a sua importância depende muito do modo como os *mass media*, em especial a imprensa escrita, efectua o seu tratamento. É usual transparecerem nestes meios de comunicação, por vezes de forma sensacionalista, notícias de factos económicos e sociais revertíveis ao conceito de economia "subterrânea", nomeadamente ocorrências de carácter delituoso, tais como: apreensão de droga; casos de corrupção na área administrativa pública; evasão e fraude fiscal; actividades de fiscalização económica, defesa da saúde pública e do meio ambiente, falsificações, não observância de normas higiénicas e especulação económica. Esta forma de abordagem tem sido a mais habitual nos últimos anos, sendo apenas de destacar, ao nível da imprensa escrita, os artigos mais profundos publicados no *Expresso*, em 1994¹, e no *Público*, em 1996², a propósito da compatibilização do sistema de contas nacionais com as normas comunitárias.

Se atendermos à literatura especializada, produzida em Portugal, dirigida ao estudo deste fenómeno, verifica-se que a atenção dos especialistas Portugueses foi profícua durante a primeira metade da década de oitenta.

Os trabalhos desenvolvidos por Maria Isabel Lobo (1983 e 1984) e A. Oliveira Neves e outros (1983) centram-se sobretudo na discussão teórico-metodológica (basicamente um tratamento da literatura exterior), sem entrarem na análise concreta dos processos económicos desta natureza em Portugal ou no estrangeiro.

As investigações de Manuel Villaverde Cabral (1983) e Maria Isabel Lobo (1985) abordam as práticas e mecanismos da economia subterrânea em Portugal, respectivamente, centradas no espaço rural (articulação da agricultura familiar com o trabalho industrial) e focadas na articulação entre a estrutura social e produtiva e o funcionamento do mercado de trabalho.

Em 1985 é publicado um trabalho bastante exaustivo pelo Instituto de Pesquisa Social

¹ Figueiredo, Sérgio (1994 a:b:c).

² Franco, Graça (1996a:b:c:d) e Martins, Christiana (1996 a:b:c).

Damião de Góis (IDG (1985)). Neste estudo procura-se efectuar uma discussão teórico-metodológica, e efectuam-se reflexões sobre:

- as particularidades da situação concreta Portuguesa, atendendo à crise do Estado Providência, ao eventual estímulo de práticas ditas subterrâneas daí resultante e ao papel desempenhado pela economia "subterrânea";

- o quadro de oportunidades económicas que se oferecem, em Portugal, aos comportamentos de transgressão, nomeadamente debatendo a relação entre o exercício da política económica desde os finais dos anos setenta e o florescimento dos comportamentos de transgressão e procurando caracterizar o quadro jurídico regulador dos comportamentos económicos de transgressão;

- as implicações ao nível da política económica das modalidades de trabalho e emprego em economia subterrânea;

- a problemática da quantificação da economia "subterrânea", discutindo-se a aplicabilidade das mesmas a Portugal e ensaiando-se uma metodologia de estimação.

Existem ainda outros estudos que procuram estimar a dimensão do fenómeno em Portugal, utilizando vários métodos ou variações de um mesmo: J. Albano Santos (1983), M. Rosário Cocco e Emanuel Augusto Santos (1984), João Confraria (1986) e Natércia dos Anjos A.S. Godinho Mira (1987).

Embora durante o início da década de oitenta a produção de trabalhos científicos dedicados a esta temática tenha sido elevado, o tema caiu progressivamente no esquecimento. Os trabalhos existentes encontram-se, conseqüentemente, relativamente desactualizados.

O objectivo deste trabalho passa assim por uma actualização das problemáticas associadas a esta questão, procurando-se, simultaneamente, estimar a dimensão da parte omitida do PIB. A metodologia de estimação adoptada, embora com uma abordagem semelhante a outras já realizadas noutros estudos, envolve estratégias de modelização e tratamento distintas, uma vez que

implica a recorrência a métodos de estimação não linear.

O trabalho desenvolve-se em quatro capítulos. No primeiro capítulo procura-se definir o conceito de economia "subterrânea", a sua interrelação com a economia dita oficial e com a economia Informal e apresentam-se motivações que impelem os agentes económicos a incorrerem em actividades desta natureza. No segundo capítulo abordam-se as consequências da presença de uma economia subterrânea significativa, nomeadamente, as questões associadas à informação dos indicadores económicos para as autoridades e à dinâmica do fenómeno, a problemática da afectação dos recursos e respectiva eficiência e os efeitos da carga fiscal sobre as actividades desta natureza. No terceiro capítulo apresentam-se as metodologias existentes para estimar a dimensão da economia dita subterrânea. No capítulo quarto expõe-se o método a utilizar, efectuam-se algumas considerações sobre a aplicação desta metodologia a Portugal e apresentam-se os resultados da estimação e respectivos testes. Por fim apresentam-se as conclusões alcançadas.

I. A ECONOMIA SUBTERRÂNEA

1. Conceito de Economia Subterrânea

Na literatura económica, como se referiu anteriormente, não há uma denominação consensual para o conceito "economia subterrânea", assistindo-se, pelo contrário, a uma proliferação de termos para designar este fenómeno. Aliás, existem quase tantas concepções de economia subterrânea quantos os investigadores. Por exemplo, na literatura de língua inglesa o fenómeno (ou parte dele) pode ser denominado pelos seguintes termos: "underground", "subterranean", "irregular", "hidden", "grey", "shadow", "informal", "clandestine", "illegal", "unobserved", "unreported", "unrecorded", "second", "parallel" e "black". Evidentemente que esta confusão de termos se repercute na bibliografia portuguesa, surgindo o fenómeno (ou parte dele) denominado por, entre outros termos, economia oculta, paralela, irregular, subterrânea ou ilegal.

Apesar da multiplicidade de termos por que é designada, a economia subterrânea é definida, usualmente, em termos da produção e distribuição de bens e serviços que, na sua maior parte, não são detectados pelas autoridades, isto é, engloba todo aquele conjunto de actividades efectuadas à margem da lei, ou fora do alcance ou do controlo dos mecanismos fiscalizadores ou contabilísticos de que, na actualidade, os Estados são dotados. Na literatura é esta, na generalidade, a definição habitualmente usada, isto é: «*All economic activities that contribute to value added and should be included in national income in terms of national accounting conventions but are presently not registered by national measurement agencies.*»³.

Apesar da definição referida ser característica da primeira metade dos anos 80, ela ainda se mantém actual. Repare-se que, em termos gerais, é idêntica à adoptada por Harry Greenfield, para quem «*By the term underground economy, I mean the production and distribution of goods and services that, for the most part, are initially undetected (and therefore unrecorded) in the U.S.*

³ Definição usada na maior parte dos estudos que procuram medir a dimensão da economia "sombra" como por exemplo: Frey, Weck e Pommerehne (1982); Frey e Pommerehne (1984); Feige (1986); e Smith, Stephen (1986).

national income and product accounts»⁴ e por M. Bagachwa e A.Naho, para quem «*The second economy is here defined to include all economic activities according to national income conventions but are presently not captured by official national accounts statistics*»⁵. Mais uma vez é notória a utilização de denominações diferentes para caracterizar este fenómeno.

Nestas definições, o critério crucial que permite distinguir entre actividades formais e actividades subterrâneas assenta no facto de determinada actividade aderir, ou não, às regras institucionais em vigor. A Organização Internacional do Trabalho desenvolveu uma definição para as actividades características da economia subterrânea, que sintetiza as principais características do fenómeno: «*professional activity, wether as a sole or a secondary occupation, exercised gainfully and non-occasionally on the limits of, or outside, legal, regulatory or contractual obligations*»⁶.

De acordo com as considerações agora tecidas, fazem parte da economia subterrânea um conjunto de actividades que escapam ao Produto Nacional Bruto (PNB), isto é, ao valor de mercado de todos os bens e serviços, produzidos num dado período de tempo, num dado país. Sabemos que, por definição, se excluem do PNB as actividades ditas ilegais, sendo estas as actividades que fazem parte da economia subterrânea.

Nas actividades ilegais inclui-se, habitualmente, a produção e distribuição de drogas, a prostituição, o jogo (quando não licenciado) e as actividades à margem dos livros (que dizem respeito a actividades produtivas escondidas, quer da legislação corrente, quer das autoridades fiscais). As actividades à margem dos livros incluem, por exemplo, os rendimentos auferidos através de trabalho adicional fora do horário normal (os tradicionais "biscates"), as transacções comerciais não declaradas (efectuadas no sentido de evitar impostos sobre as vendas e/ou sobre os lucros), as reclamações fraudulentas de subsídios de desemprego por parte de indivíduos que trabalham sem o declararem, o não cumprimento de leis relativas à segurança, normas ambientais

⁴ Greenfield, Harry I. (1993), pag. 2.

⁵ Bagachwa, M.S.D. and Naho, A. (1995), pag. 1388

⁶ Mernagh, Michael (1991), pag. 81

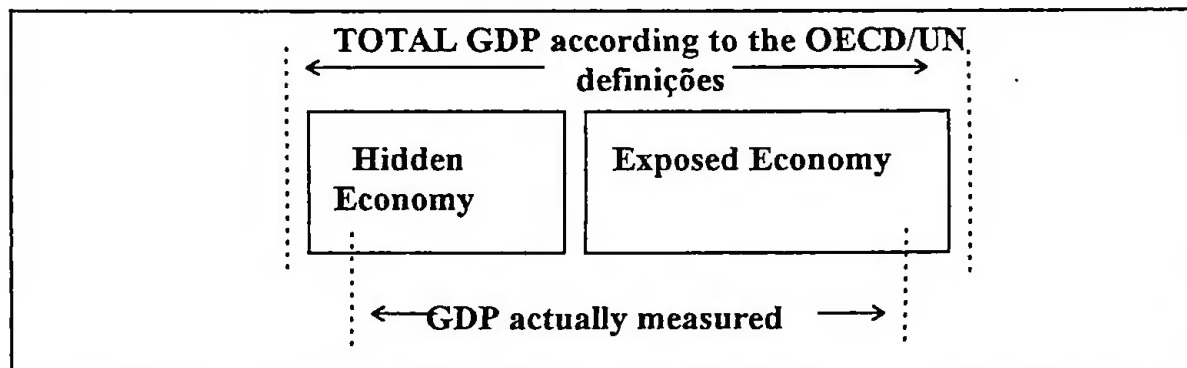
ou salários mínimos (que permite a obtenção de vantagens competitivas para algumas empresas através da redução dos seus custos) e o recurso a mão-de-obra emigrante ilegal ou em idade escolar (menores).

Assinale-se que os trabalhadores e empresários que se dedicam às chamadas actividades à margem dos livros utilizam matérias primas e subsidiárias adquiridas nos mercados oficiais, pelo que se encontram registadas nas contas nacionais. O que escapa às autoridades é o valor acrescentado a essas matérias, quer pela mão-de-obra, quer pelos empresários, ou seja, nestes casos, existe produção legal através de meios ilegais, o que justifica a sua posição na economia subterrânea. A economia subterrânea vai conseqüentemente englobar todas as actividades produtivas e de distribuição de natureza ilegal, não cobertas inicialmente pelas contas nacionais (no momento da produção). Refira-se, no entanto, que parte dos rendimentos auferidos subterraneamente são, posteriormente, afectados à compra de bens e serviços na economia oficial, sendo, deste modo, captados na rede estatística. É por este motivo que se usa o termo inicialmente. Assim sendo, parte da economia subterrânea vem traduzida no PNB *a posteriori*.

O conceito definido pela OCDE abarca, na generalidade, as características do fenómeno descritas acima. Esta instituição apresenta o conceito agrupando a produção legal não declarada (actividades legais em si mesmas, mas escondidas das autoridades por forma a evitar as cargas fiscais, podendo já estar estimada nas contas nacionais), a produção de bens e serviços ilegais e as receitas, em espécie, encobertas (que são consideradas na contabilidade empresarial, e, conseqüentemente, nas contas nacionais, embora como consumos intermédios, sendo portanto excluídas do PIB), e excluindo especificamente a produção doméstica, as actividades ilegais não directamente produtivas e as actividades produtivas que devido à sua difusão no espaço não são avaliadas pelo sistema contabilístico, ou pela sua base contabilística (não existindo ocultação voluntária por parte dos agentes que a praticam).

Derek Blades apresenta um esquema muito simples que sintetiza, com precisão, as considerações agora tecidas.

FIGURA N° 1: Relação entre a Economia Subterrânea e o PIB



FONTE: Derek Blades (1982), "The hidden economy and national accounts", *OECD Occasional Studies*, pag. 15.

Nem todas as actividades geradoras de rendimento que escapam às autoridades fiscais fazem parte da economia subterrânea. Por exemplo, as actividades ilegais não directamente produtivas, como o roubo, a extorsão ou a venda de bens roubados, geram rendimentos de certo escondidos das autoridades e não pertencem à economia subterrânea, pois implicam apenas redistribuição do rendimento, não a sua criação. É por este motivo que Harry Greenfield afirma que «one of the most common errors made by writers in this field is to equate tax evasion with the underground economy»⁷. Aliás, equacionar o problema deste modo pode ser extremamente problemático, sobretudo se os impostos forem progressivos. Poderemos, por hipótese, supor que os participantes na economia subterrânea seriam indivíduos de baixos rendimentos (logo, pagariam um reduzido montante de impostos), pelo que neste cenário, a existência de uma economia subterrânea significativa não seria necessariamente sinónimo de evasão fiscal significativa.

⁷ Greenfield, Harry I. (1993), pag 4.

Em suma, podemos afirmar que nem todas as actividades criminosas pertencem à economia subterrânea, mas todas as actividades subterrâneas são por definição criminosas. Podemos apresentar uma tipologia das actividades subterrâneas e das actividades criminosas:

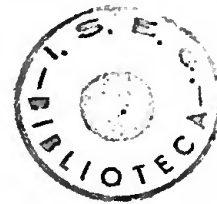
FIGURA Nº 2: Tipologia das actividades subterrâneas

Definitivamente Subterrâneas	Marginalmente Subterrâneas	Ilegais, mas não Subterrâneas
-Produção e distribuição de drogas -Prostituição -Produção de bens e serviços à margem dos livros -Pornografia com menores -Abortos Ilegais -Pirataria de vídeos, software, etc...	-Jogo ilegal -Empréstimos realizados a taxas excessivas (usura) -Troca de géneros entre empresas -Do-it-yourself (faça você mesmo) -Contrabando de tabaco	-Roubos de todos os tipos -Incêndios premeditados -Crimes de colarinho branco ou através do computador

FONTE: Greenfield, Harry L (1993), *Invisible, outlawed, and untaxed: America's underground economy*, Praeger: Westport, Connecticut, USA, page 8 [adaptado]

No Quadro 2 surgem três colunas. Nas duas primeiras, as actividades apresentadas pertencem à economia subterrânea. Na primeira coluna encontram-se alguns exemplos que pertencem em definitivo à economia subterrânea, dado tratarem-se de actividades que envolvem a criação ilegal de riqueza, que se encontra escondida das autoridades. Na segunda coluna encontram-se algumas actividades que apenas marginalmente pertencem à economia subterrânea, dado que, ou são de natureza simultaneamente distributiva e produtiva (casos do jogo ilegal e de empréstimos a taxas usurárias), ou nem sempre são expressas no PNB (caso da troca de géneros entre empresas, se os bens e serviços trocados forem novos), ou são actividades onde há produção legal, mas não registada pelas autoridades fiscais (casos do contrabando e das actividades "do-it-

*yourself*⁸). Finalmente, na terceira coluna vêm expressas actividades ilegais, mas que não pertencem à economia subterrânea..



2. Interação Economia Oficial x Economia subterrânea

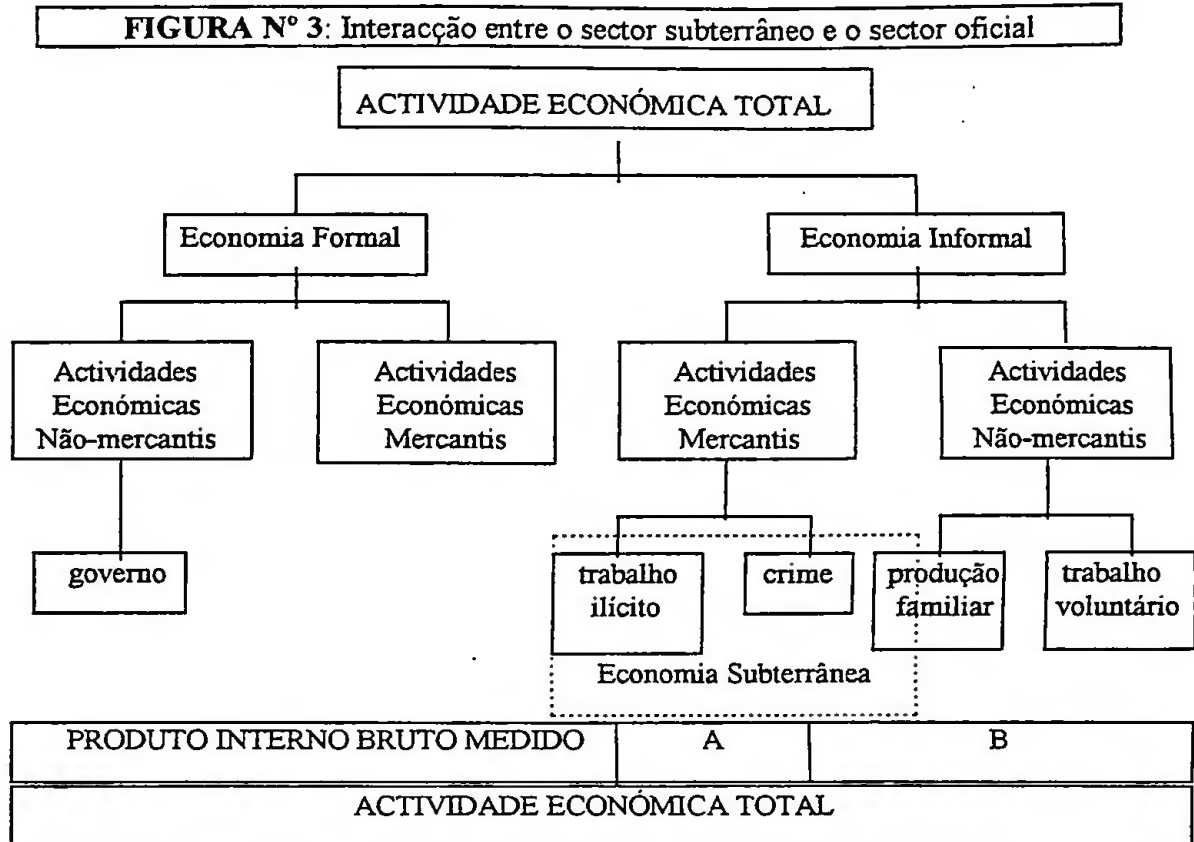
A economia subterrânea, como referimos anteriormente, diz respeito a todas as actividades produtivas e de distribuição, de natureza ilegal, que escapam à contabilização inicial das autoridades oficiais.

Na literatura, a economia informal é abordada tendo em conta algumas das questões associadas à economia subterrânea, embora se centrem no modelo de trabalho que caracteriza o crescimento económico. De certo modo, as definições de ambos os conceitos são coincidentes. Edgar Feige define o conceito de economia informal do seguinte modo: «*comprises those economic activities that circumvent the costs and are excluded from the benefits and rights incorporated in the laws and administrative rules covering poverty relationships, commercial licensing, labor contracts, torts, financial credit and social security systems*»⁸. Embora esta definição se incorpore na abordagem legalista do conceito de economia informal (perspectiva bastante conotada com posições ideológicas liberais), mostra que algumas das preocupações se centram no cenário institucional que caracteriza a economia. Esta perspectiva é coincidente com a forma de encarar o conceito de economia subterrânea.

Na Figura nº 3, apresenta-se uma síntese do modo como a economia subterrânea interage com o resto da economia.

É possível verificar que a economia informal engloba a economia subterrânea mas não se circunscreve a ela, pois, por exemplo, as actividades não mercantis (que apenas marginalmente podem fazer parte da economia subterrânea) são actividades características da economia informal.

⁸ Feige, Edgar L (1990) pag 992.



Legenda:

- A - actividades que deveriam, em princípio, ser medidas pelo PIB, mas que não o são por serem ocultas
- B - actividades excluídas do PIB por convenção

FONTE: Merz, Joachim e Wolff, Klaus G. (1993), "The shadow economy illicit work and household production: a microanalysis of West Germany", *Review of Income and Wealth*, vol. 39, nº 2 [adaptado]

Por outro lado, é de ter em atenção que, apesar da fronteira entre a economia oficial e a economia subterrânea ser difícil de definir, os dois sectores são claramente distintos e não estanques. Repare-se que existem ligações entre as empresas que laboram no sector formal e as que se dedicam a actividades subterrâneas. Um exemplo, é o caso da subcontratação de trabalho por parte de empresas formais a empresas que praticam actividades subterrâneas (tão característico na construção civil).

3. A economia subterrânea e a economia informal

O critério fulcral para distinguir entre actividades formais e actividades subterrâneas, como já referimos, assenta no facto de determinada actividade aderir ou não às regras institucionais em vigor.

Algumas das abordagens do conceito de economia informal conferem um papel fundamental à regulamentação do Estado (entendida como leis e regulamentos específicos, impostos pelo Estado às actividades económicas), discutindo questões associadas ao fenómeno da economia subterrânea.

Desde que apareceu o termo "informal", particularmente na expressão "sector informal", que o problema da sua demarcação e da sua mensuração estatística se coloca. O "Relatório Kenya" da Organização Internacional do Trabalho (OIT), em 1972, foi o primeiro a propor uma definição com vários critérios para o sector informal. Deste sector fariam parte as unidades produtivas que reunissem as sete características seguintes: facilidade de acesso à actividade; utilização de recursos locais; propriedade familiar da empresa; escala de produção reduzida; utilização de tecnologias que privilegiassem o recurso à mão de obra; qualificações adquiridas fora do sistema de formação oficial; mercados concorrenciais e sem regulamentação.

Ao cabo de uma série de anos e de estudos monográficos, foram acrescentados outros critérios de demarcação do sector informal, geralmente caracterizados por «falta de ...». Com uma lista de características tão longa, é muito improvável que uma dada actividade as apresente todas simultaneamente, o que vem implicar problemas, por vezes insolúveis, de agregação estatística e comparação internacional.

Apesar de este sector ser sistematicamente associado a problemas que geram processos de desenvolvimento irregulares e não sustentados, como sejam a insuficiente criação de empregos assalariados, a depauperação urbana ou a incapacidade do Estado em impor leis fiscais e/ou sociais, a maior parte das definições baseia-se invariavelmente em formas conceptuais de

bipolarização da economia. Alguns dos critérios utilizados para classificar os diferentes sectores de actividades económicas são os seguintes:

i) a distinção entre "unidades modernas e tradicionais", que faz referência à coexistência de diferentes tecnologias e modelos de produção;

ii) a separação entre "sectores organizados e não organizados", onde se incluem, no primeiro grupo, grandes empresas operando em mercados oligopolísticos, que vendem os seus produtos aos grupos de rendimento médio/alto e recorrem a tecnologia capital intensiva, enquanto o segundo contém um grande número de pequenos produtores, que operam em mercados altamente competitivos, vendem essencialmente para grupos de baixo rendimento e utilizam tecnologia trabalho intensiva;

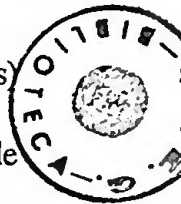
iii) outro modo de distinguir os sectores centra-se na natureza da sua relação com o Estado, isto é, na dicotomia "registado *versus* não registado", situando-se no último sector as actividades onde se opera sem atender às normas regulatórias e legais definidas pelo Estado;

iv) a análise de natureza marxista transforma a dicotomia informal/formal em modos de produção específicos, surgindo então conceitos como "produção pré-capitalista";

v) surgem ainda distinções mais neutrais, ainda ligadas à abordagem anterior, que diferenciam entre "circuitos elevados *versus* baixos".

Dado que as características técnicas não permitem demarcar estatisticamente o sector informal, o que resta aos organismos nacionais e internacionais é identificar as características sócio-económicas do sector. Duas vias são possíveis para o efeito.

A primeira, mais simples aparentemente, consiste em tomar como critério de demarcação a dimensão das unidades de produção. Esta é a via escolhida pela maior parte dos institutos de estatística nacionais, seguindo a recomendação da OIT, que propôs a dimensão limite de 10 trabalhadores. Todavia é possível identificar três problemas. À partida, existem actividades, modernas e declaradas, tomadas como de pequena dimensão (tais como os médicos, os



advogados ou os contabilistas, isto é, as actividades usualmente designadas por actividades liberais) que é necessário extrair do "sector informal". Em segundo lugar, a dimensão de uma unidade produtiva tem um significado económico muito variável, dependendo da natureza dessa actividade (uma oficina de automóveis com onze trabalhadores poderá não ser grande, enquanto que uma confeitaria com nove empregados poderá ser tomada como importante). Finalmente, quando não se respeita o direito do trabalho, a noção de dimensão coloca alguns problemas, como, por exemplo, o facto de se considerar, ou não, a criança que ajuda fora do período de aulas, ou de se tomar como assalariado da empresa, ou como independente, o trabalhador subcontratado no domicílio. O critério da dimensão é, evidentemente, vantajoso, na medida em que permite utilizar as estatísticas, mas, simultaneamente, possui uma desvantagem, já que mistura actividades e pessoas com características sociais e económicas totalmente heterogéneas.

Uma segunda forma de demarcar o sector informal é a posição da unidade produtiva face à lei, designando-se por unidades produtivas informais aquelas que não respeitarem a lei. Deste modo, a economia informal teria contornos semelhantes aos da economia subterrânea, dada a definição do conceito estabelecida anteriormente. Contudo, com esta forma de identificar o problema, a questão que imediatamente se coloca é qual a lei a respeitar. Trata-se, de facto, de uma questão muito complexa. Desde logo é necessário distinguir entre actividades lícitas (embora desempenhadas fora do quadro regulamentar da actividade económica) e actividades ilícitas (cuja natureza é delituosa ou criminal). A maior parte dos trabalhos sobre o "sector informal" exclui estas actividades deste sector, por vezes de uma forma totalmente injustificada (por exemplo, o tráfico de droga, ilícito, constitui a primeira exportação para a Colômbia, e os recursos resultantes desta actividade são, largamente, reinvestidos). O segundo problema diz respeito à multiplicidade das leis a respeitar. Entre outras, podem tratar-se de leis relativas ao pagamento dos impostos ou das quotizações da Segurança social, das regulamentações das condições de trabalho, de higiene ou da segurança, das leis que delimitam o espaço onde se pode exercer uma actividade e dos

planos de ocupação dos solos. O não respeito sistemático é o mais fácil de detectar, através do não registo da unidade produtiva. Todavia, essa mesma unidade, seja uma empresa muito pequena, seja um trabalhador independente, pode encontrar-se inscrita num dado registo e noutro não. Geralmente, privilegia-se, como critério, a não inscrição da unidade nos registos fiscais, uma vez que esta informação é relativamente acessível e se admite que o não registo fiscal implica o não cumprimento de outras leis (opção que pode ser contestada). Contudo, existem outros critérios admissíveis para definir a informalidade, tais como, a inexistência de uma contabilidade normalizada ou a não declaração à Segurança social. Por trás dos múltiplos debates técnicos sobre a escolha desta ou daquela forma de desrespeito da lei, é a questão do significado económico que importa realçar. O argumento a favor do critério da não existência de contabilidade normalizada, por exemplo, é ambíguo: por um lado, se a empresa não possui contabilidade, geralmente, não pagará impostos nem quotizações sociais; por outro lado, é possível inferir que uma empresa nessas circunstâncias nunca recorrerá ao crédito bancário e, decerto, possuirá imóveis pouco valiosos. Assim sendo, implicitamente, associa-se à informalidade uma imagem de arcaísmo e de fraco dinamismo. Se, pelo contrário, se adoptar o critério do não registo fiscal, promove-se implicitamente a ideia de que a origem da informalidade se encontra no desejo voluntário de escapar ao fisco, sendo então este conceito semelhante ao de evasão fiscal.

Actualmente a escolha efectuada pelos estatísticos combina critérios sócio-económicos (a natureza familiar da empresa) e jurídicos (o não registo das unidades produtivas). Com efeito, em Janeiro de 1993, a XVª conferência de estatísticos do trabalho considerou como informais "*les entreprises familiales n'employant pas de salariés permanents, et les microentreprises employant de tels salariés sans les déclarer*"⁹.

A década de 80 foi caracterizada por um grande debate em torno da forma de abordagem do conceito de economia informal. Cada uma das definições em debate para o conceito de

- "economia (sector) informal" implica uma interpretação diferente do papel das actividades informais no processo de desenvolvimento e, conseqüentemente, conduz inevitavelmente a propostas distintas para a adopção de políticas económicas.

A maior parte das abordagens do conceito de "economia informal" baseia-se no conceito de "cluster" de actividades económicas heterogéneas, agregadas num único sector e que prosseguem uma dada função económica. As diferenças entre as definições existentes são consequência das várias perspectivas sobre as formas específicas de integração do "trabalho" e das "unidades de produção", bem como do papel económico atribuído ao "sector".

Embora as perspectivas do conceito impliquem, por vezes, diferenças ideológicas incompatíveis, é um facto que cada uma delas levanta novos dados empíricos e aponta temas críticos. Actualmente, assiste-se à generalização de formas de trabalho e de relações contratuais bastante diferentes das que caracterizaram o modelo de crescimento dos anos 70 (um modelo de trabalho estável, assalariado e protegido). As perspectivas em debate, de certo modo, podem ser encaradas como complementares, uma vez que salientam pontos distintos do novo modelo de trabalho. A abordagem da Organização Internacional do Trabalho fornece informação relativa à base técnica de produção, ao trabalho por conta própria e às respostas do excesso de oferta de trabalho. Outros investigadores, designados por estruturalistas neo-Marxistas, apontam para o facto de determinadas formas produtivas e produtores serem "marginalizados" face a benefícios, desencorajados de competir e explorados ou subordinados por grandes empresas. A abordagem subterrânea fornece informações sobre as razões económicas e regulatórias por trás da flexibilidade da subcontratação, contratação e produção, em virtude das mudanças que ocorreram na economia mundial. Os legalistas e neoliberais contribuem com informações acerca da capacidade empresarial e do impacto das instituições e da intervenção estatal sobre as actividades informais.

⁹ Lautier, Bruno (1995b), pag. 25.

A chamada abordagem subterrânea do conceito de economia informal tem muitos pontos em comum com o modo como perspectivámos a economia subterrânea. Repare-se que os seus defensores, como, por exemplo, Alejandro Portes e Manuel Castells, argumentam que a "informalidade" deve ser conceptualizada em termos de estatuto de trabalho (não declarado, não contratual, sem benefícios fiscais e com rendimentos abaixo do salário mínimo), de condições de trabalho (particularmente perigosas e sem protecção), de formas de gestão de algumas empresas (práticas comuns são a fraude fiscal, as transacções não registadas e as empresas familiares) e da natureza do trabalho (extralegal e não protegido). Refira-se que, para os proponentes desta abordagem, a "informalidade" não é, apenas, característica das economias periféricas, mas também é típica das economias mais desenvolvidas, sendo encarada como «*a strategy used by firms -both large and small- to cut costs, improve competitiveness and guarantee flexibility in firm management and employment*»¹⁰.

O conceito de informalidade, como foi descrito, tem importantes consequências na forma como se concebe a intervenção do Estado, uma vez que se torna necessário corrigir as desigualdades, limitar a exploração e apoiar eventuais esforços empresariais, ou seja, advoga-se um Estado mais interventor. Esta posição resulta do facto de se considerar que o Estado, quer actuando passivamente, quer activamente, permite a informalização das actividades económicas. Passivamente, quando a regulamentação é alargada selectivamente, isto é, abrange apenas as grandes empresas, deixando desregulamentadas as actividades das pequenas. Activamente, quando algumas das empresas obtêm vantagens competitivas ao evitarem os controlos estatais.

Criticando esta perspectiva, Hernando de Soto e os chamados legalistas adoptam uma abordagem algo diferente, ao assumirem que a informalidade é a única escolha racional para os agentes económicos, dado o elevado custo da legalidade. de Soto dá importância aos esforços das pequenas empresas para gerarem rendimentos e pouparem nas despesas, ou seja, defende que as

¹⁰ Rakowski, Cathy A. (1994).

empresas do sector informal são competitivas e criativas, sendo responsáveis pela maior parte da oferta de bens e serviços, inclusivé daqueles cuja provisão deveria ser pública. Nesta abordagem, as regulamentações impostas pelo Estado são entendidas como discriminatórias e exclusivamente preservadoras do *status quo* (isto é, dos grupos económicos mais poderosos), razão pela qual se advoga, não só uma menor intervenção do Estado, como uma remodelação do sistema legal (introduzindo leis que reforcem e garantam os direitos de propriedade dos agentes económicos).

Estas abordagens encontram-se intimamente ligadas a posições normativas, uma vez que estão em causa posicionamentos ideológicos face ao papel do Estado. A perspectiva subterrânea defende um carácter mais intervencionista para o Estado, encarando as actividades subterrâneas como distorcedoras das condições de competitividade das empresas, posição que poderá ser algo extremista, uma vez que as actividades subterrâneas, podem resultar da excessiva regulamentação do Estado. Os legalistas argumentam que é necessário reforçar os direitos de propriedade e existir um Estado menos interventor, encarando o sector informal como mais competitivo, flexível e criativo. Todavia, esta perspectiva é igualmente extremista, pois o Estado pode desempenhar um papel importante no desenvolvimento da produção de pequena dimensão, a renovação do sistema legal nem sempre se revela suficiente para promover o crescimento e a existência de empresas que laboram recorrendo a práticas subterrâneas tem influência sobre a competitividade das que trabalham em condições legais.

Uma certa desilusão face a modelos anteriores de desenvolvimento, em que o Estado era o motor no processo de industrialização, caracteriza algumas das perspectivas em debate. A abertura dos mercados e o ajustamento estrutural veio revelar o carácter artificial da competitividade de numerosos países em vias de desenvolvimento, forçando-os a diminuir drasticamente os respectivos níveis de emprego, dado que a crise das finanças públicas tornou inevitável uma redução do emprego público e das despesas sociais. É neste contexto que o papel da economia informal surge revalorizado, pois, aparentemente, este sector demonstra uma maior capacidade

para gerar emprego e rendimento, um dinamismo acrescido por se situar à margem das leis e uma capacidade de resistir às crises conjunturais superior à demonstrada pela economia dita "formal" (em particular pelo facto de a lógica associada ao seu funcionamento ser sobretudo de solidariedade e não dirigida ao lucro).

Em matéria económica, argumenta-se que a economia informal tenderá a substituir a economia formal nos campos onde esta estiver enfraquecida: na indústria (procurando retirar partido dos menores custos e da maior flexibilidade para dinamizar a produção de bens de consumo, como sejam, o mobiliário, o vestuário, os produtos alimentares, os utensílios domésticos e os materiais de construção); nos serviços (onde a ineficácia do Estado e dos municípios deixa espaço para a iniciativa privada actuar, como, por exemplo, no caso dos transportes, da jardinagem ou da vigilância); e na prestação de serviços financeiros (onde a incapacidade dos bancos em financiar a economia informal e em recolher a pequena poupança, permite o nascimento de "bancos de pobres" e agiotas, mais eficazes na gestão de pequenas somas, menos exigentes relativamente a garantias bancárias e mais assentes na confiança). Contudo, esta ideia apenas é verdadeira parcialmente e durante um período de tempo limitado. A economia informal não tem qualquer autonomia ao nível macroeconómico, uma vez que a sua articulação com o resto da economia se processa através da procura que lhe é dirigida por parte do sector formal (é, sobretudo, função das despesas dos salários formais) e, conseqüentemente, depende em larga medida da evolução deste sector. Assim sendo, se, a partir da segunda metade da década de 80, se verifica uma baixa na massa salarial distribuída, dada a redução do emprego formal (o decréscimo do emprego na indústria formal está associado geralmente ao crescimento das importações, acentuado pela abertura das fronteiras, o que gera um processo de reestruturação das economias em que os produtos industriais formais nativos são substituídos por importações mais baratas), e simultaneamente se assiste a um aumento do emprego informal (uma crescente fatia da população urbana começa a dedicar-se ao pequeno comércio de rua, à prestação de serviços individualizados

-como a reparação, a jardinagem, a restauração e a limpeza- e às actividades ilícitas -tais como o narcotráfico e o contrabando), então ocorreu um quebra assinalável dos rendimentos individuais dos trabalhadores informais. Por outras palavras, a compensação que a economia informal pode trazer ao substituir a economia formal tem limites, uma vez que os empregos informais criados têm, cada vez mais, receitas pouco resistentes à destruição do emprego formal (se, inclusivé, não acabarem por ser, igualmente, destruídos). Refira-se ainda que o tipo de emprego informal referido está a crescer, sobretudo, através da ocupação de indivíduos sem quaisquer habilitações, verificando-se, inclusivé, a imposição de barreiras à participação destes agentes económicos nas actividades informais. Note-se que *«le problème des barrières à l'entrée dans les activités informelles non seulement rejette les expulsés de l'emploi formel dans les segments les moins rémunérateurs, et les plus pénibles, des activités informelles, mais aussi il peut faire qu'une partie des chômeurs ne peut s'insérer dans aucune activité»*¹¹. Assim sendo, não é suficiente afirmar que, na falta de empregos formais, as pessoas se refugiam em actividades informais.

Uma das abordagens da economia informal aponta como causa principal do desenvolvimento da informalidade a existência de um quadro jurídico pesado e mesmo desadaptado face à realidade social, que dificulta a legalização das actividades económicas. A economia informal surge, nesta perspectiva, como um produto do excesso e do disfuncionamento do Estado. Neste contexto, os agentes económicos (sejam microempresários, ou trabalhadores independentes) optariam pela informalização como escolha racional, pois os custos associados à informalização (a própria informalidade das actividades é onerosa, visto que é impossível recorrer quer ao crédito bancário, quer à publicidade, quer à justiça e que os custos da corrupção se reflectem sobre os reduzidos níveis de produtividade) são menores do que os relativos à formalização (o número desmesurado de regulamentos, a lentidão burocrática e o excesso das cargas fiscais e parafiscais tornariam a legalização das actividades extremamente dispendiosa). A

¹¹ Lautier, Bruno (1995), pag.26-27.

informalização da economia tem ainda uma outra característica, pois possui a capacidade de se autoreproduzir, dado que as cargas fiscais e sociais passam a incidir sobre um número cada vez mais restrito de empresas formais, pelo que a subida das taxas de quotização social e da carga fiscal torna-se dissuasora. Apesar desta perspectiva ser sedutora, Bruno Lautier (1996) afirma que esta abordagem não é convincente, uma vez que a questão central é a posição face à lei, mas colocando a ênfase noutra nível. Com efeito, o número crescente de códigos legais produziram uma situação precária, de forma que os trabalhadores informais se encontram completamente dependentes da tolerância com que as normas e regras imprecisas e flutuantes são interpretadas. Todavia o problema não é tanto de natureza técnica, mas política. A democratização (com a introdução de eleições) interveio em numerosos países após 1980, acentuando este fenómeno. Com as eleições, encontram-se em confronto facções com sensibilidades distintas, pelo que se geram pressões contraditórias dos agentes informais e dos seus concorrentes legais. Como os primeiros são mais numerosos, o seu peso eleitoral estimula a adopção de atitudes de tolerância para com estas actividades. As pressões em favor do respeito pela lei são demasiado fracas, pois não só a integração dos assalariados informais no quadro legal raramente é um objectivo prioritário, como os consumidores e habitantes das zonas onde os agentes informais são numerosos não incitam ao controlo legal, pois ou eles mesmos (ou membros da sua família) se encontram ligados ao sector informal, ou por impossibilidade de encontrarem substitutos para os bens e serviços produzidos nesse meio.

Em matéria social, a economia informal defronta-se com um triplo papel: resolver o problema do emprego (até ao início dos anos 90, havia-se subestimado a capacidade da economia informal em criar e desenvolver pequenos ofícios e pequenas empresas, prontas a aproveitar novas oportunidades de negócio); atender à questão do rendimento (dado que permite que permite às famílias a obtenção de rendimentos que complementam os salários da economia formal, verificando-se, inclusivé, nalgumas actividades, a obtenção de receitas superiores àquelas que os

agentes receberiam em trabalhos não qualificados da economia formal); e suprir insuficiências do sistema de protecção social (visível, sobretudo, na protecção à terceira idade, onde vem cobrir deficiências dos sistemas de pensões). Todavia, a ideia usualmente defendida de que a economia informal contribui, em muitos países da América Latina e de África, para suprir insuficiências do sistema de protecção social tem vindo a ser criticada. Repare-se que se admite que o modelo de percurso profissional característico nos meios urbanos destes países envolve um ciclo de vida em três fases: a da aprendizagem; a da entrada na vida activa como assalariado formal (cerca dos 20 anos); e a do estabelecimento como trabalhador independente ou como pequeno patrão (perto dos 40-45 anos). A última fase do ciclo permitia ao agente económico auferir rendimentos superiores à média dos salários, resultante de uma estratégia em que através da poupança prévia, se utilizariam os conhecimentos técnicos obtidos em empregos anteriores e se recorreria aos amigos, parentes e vizinhos para se obter um emprego estável para o resto da vida. Deste modo, poder-se-ia pensar que a economia informal poderia suprir as insuficiências do sistema de protecção social. Contudo, actualmente, a estrutura etária das populações está a sofrer grandes alterações (com a progressiva inversão da pirâmide etária), o que vai provocar uma redução, a prazo, da procura dirigida aos trabalhadores da faixa etária mais idosa por parte dos assalariados formais e, conseqüentemente, coloca em causa o potencial papel de protecção social desempenhado pelas actividades informais. Por outro lado, a tradicional característica de solidariedade familiar, geralmente associada às actividades informais, deve também ser relativizada. Apesar de as microempresas familiares demonstrarem uma natureza mais flexível do que as empresas legalizadas, sobretudo no que diz respeito ao acolhimento de membros da família que perderam os seus empregos (ainda que à custa da redução dos rendimentos individuais), os comportamentos de carácter solidário por parte destas empresas apenas podem funcionar durante crises conjunturais. Se as crises se tornarem mais duradouras, verifica-se a tendência para o aparecimento de processos de individualização, em que os indivíduos aceitam, cada vez menos, contribuir para o orçamento familiar. Assim sendo, a

contribuição das actividades informais para a supressão de insuficiências do sistema de protecção social está cada vez mais ameaçado, uma vez que apenas perante determinadas condições este tipo de actividades cumpre esses fins.

A discussão das problemáticas relacionadas com a economia subterrânea encontra-se intimamente ligada às questões associadas à economia informal. Todavia, é necessário frisar que os dois conceitos, embora interligados são distintos, como se pôde observar na figura nº 3.

4. Função e Motivos da Participação

O principal motivo que justifica a participação dos agentes económicos em actividades subterrâneas é o aumento do seu rendimento, e não propriamente o prazer de cometer actos ilegais e defraudar as autoridades. Num estudo realizado na República Federal Alemã, Joachim Merz e Klaus Wolf¹² debruçam-se sobre a prática deste tipo de actividades como estratégias (adicionais) de aumento do rendimento por parte dos agregados familiares. É, por exemplo, o que sucede com a população desempregada, que necessita simplesmente de obter rendimentos e com os reformados, que procuram complementar as suas pensões.

Outros motivos que podem justificar a participação dos agentes económicos em actividades desta natureza (no fundo, resumem-se ao desejo de aumentar os respectivos rendimentos), são, por exemplo: i) a obtenção fácil e rápida de retornos monetários muito elevados (como sucede com a produção e distribuição de drogas); ii) o facto de, nestas actividades, as taxas marginais de imposto serem muito elevadas; iii) a percepção de que o sistema fiscal é injusto (por exemplo, grandes empresas e milionários que pagam um montante de impostos reduzido, não sendo sujeitos a qualquer sanção, ou permanecendo incólumes às penalidades aplicadas); iv) o facto de os agentes

¹² Merz, Joachim et Wolf, Klaus G. (1993) [recorrendo a modelos "multinomial logit" os autores concluem que: tanto o trabalho ilícito, como a produção familiar (actividades "do-it-yourself") constituem importantes estratégias de aumento do rendimento familiar, tanto a região, como o ambiente social onde os agentes económicos se inserem são factores de maior importância para a prossecução dessas actividades do que o nível de rendimento auferido oficialmente]

sentirem que a fuga aos impostos é um comportamento típico dessa sociedade (por a generalidade dos contribuintes não cumprir as suas obrigações fiscais); v) o desejo de não cumprir regras e regulamentos governamentais que se consideram injustos ou excessivos.

É importante notar que a decisão em adoptar um comportamento em que se decide agir respeitando o quadro legal instituído resulta da avaliação que cada indivíduo faz da probabilidade de os restantes agentes se comportarem igualmente de forma honesta, sendo essa avaliação realizada com base nas experiências concretas de cada um. Deste modo, o prosseguimento de actividades de natureza subterrânea (ilegais) depende, em grande parte, da percepção da realidade por parte de cada indivíduo, não sendo de estranhar os resultados obtidos por Joachim Merz e Klaus Wolf, ao concluírem que são factores importantes, para a prossecução destas actividades, o ambiente social onde os agentes económicos se inserem e a região onde se localizam.

II. CONSEQUÊNCIAS ECONÓMICAS DA ECONOMIA SUBTERRÂNEA

1. Informação, Informação Errada e Falsa Informação

Quando a actividade económica subterrânea é significativa e, adicionalmente, crescente, o mais provável é os indicadores económicos oficiais fornecerem justificações não apropriadas para a tomada de decisões de política económica. Deste modo, como parte considerável da actividade económica escapa à contabilização do PNB, a gestão macroeconómica, baseada nas estatísticas oficiais, pode resultar em acções de política económica de magnitudes "erradas", ou mesmo mal direccionadas (sobretudo se este fenómeno tiver uma dimensão apreciável), pois, «*The way the economy responds to macroeconomic policy may also be affected by the existence of a significant black economy sector*»¹³. Assim sendo, na presença de actividades económicas subterrâneas significativas, as estatísticas oficiais do desemprego podem ser enganadoras (induzindo a acções correctivas não apropriadas), as medidas do crescimento do PNB que excluem as actividades subterrâneas produzem valores enviesados, as taxas de inflação serão defeituosas (supondo que um aumento dos preços na economia regular induz aumentos de actividade na economia subterrânea), as medidas da produtividade serão defeituosas¹⁴ pelo mesmo motivo e as estimativas da poupança privada tenderão igualmente a ser menos abrangentes.

É esta a posição de muitos críticos dos principais indicadores económicos produzidos pelas autoridades. Robert Alford e Edgar Feige afirmam, inclusivé, que «*The economic patient is healthy but the social thermometer has gone awry*»¹⁵ e Peter Gutmann aponta no mesmo sentido, quando defende que «*If we don't reexamine statistics and theory, we stand to fool ourselves. Wrong*

¹³ Smith, Stephen (1988), pag. 593

¹⁴ O estudo de Rudy Fichtenbaum leva-o a concluir que «*although part of the productivity slowdown is a real economic phenomenon, a significant part of the observed productivity slowdown is due to the underreporting of income due to the growth of the underground economy*» [Fichtenbaum, Rudy (1989), pag. 78]

¹⁵ Alford, Robert e Feige, Edgar (1989), pag. 67

*analyses, wrong conclusions, wrong policy prescriptions will be the result*¹⁶. Estas afirmações vão no sentido de apontar que os vários indicadores (como o PNB, as taxas de desemprego, as medidas de produtividade, os índices de preços e a taxa de inflação) se encontram enviesados pelo facto de não considerarem a existência, a dimensão e a importância da economia subterrânea.

É de salientar que Robert Alford e Edgar Feige se inclinam, definitivamente, no sentido de que é necessário uma reavaliação das bases de dados existentes, ao argumentarem que *«the more important a social indicator becomes as a signalling device for public policy responses, the more likely it is that the indicator itself will degenerate as a descriptive measure of the behavior of the social system»*¹⁷. Estes autores acrescentam ainda que o exemplo da economia não observada ilustra o modo como o próprio sistema de informação pode ficar contaminado, de forma a produzir indicadores sociais ilusórios e consequentemente induzir os cidadãos e políticos a adoptarem comportamentos errados face à realidade, concluindo que, não só os indicadores sociais referidos contêm informação de grandeza incorrecta, como é essa falsa informação que serve de base ao processo de decisão político e económico por parte dos cidadãos, pelo que o que está em causa são comportamentos racionais (ou subentendidos como tais) baseados em informação "irracional".

No mesmo sentido, é a posição de Robert McGee e Edgar Feige, para os quais o crescimento do sector não registado da economia dá origem a sintomas de declínio económico que são transformados em stagflação real, como resultado directo das políticas enviesadas (face à não consideração do sector não registado) levadas a cabo, chegando à conclusão que, sempre que sejam baseadas em informação sistematicamente enviesada, as políticas monetárias e fiscais contracíclicas levam à desestabilização, não produzindo os efeitos estabilizadores desejados. Aliás, estes autores (quando tendo presente o fenómeno da stagflação e da estagnação) argumentam que

¹⁶ Peter Gutmann (1985), pag. 15

¹⁷ Alford, Robert e Feige, Edgar (1989), pag. 62

*«a distorted information system can destabilize an otherwise stable economic system, and the predicted consequences of such distortions are broadly consistent with what we increasingly observe in our present-day economy»*¹⁸, posição que não é confirmada pelos tempos mais recentes (início dos anos 90), uma vez que a economia é caracterizada por taxas de inflação relativamente baixas e por taxas de desemprego relativamente elevadas (ou crescentes).

Actualmente, não é possível negar a existência de actividades económicas subterrâneas. Contudo, o problema em causa é diferente, consoante a dimensão que o fenómeno assume - é esta a questão crucial e a que mais divide os investigadores neste campo. Evidentemente, que quanto maior for a importância dessas actividades, maior será o enviesamento dos referidos indicadores e mais provável a adopção de políticas mal direccionadas (se esse sector for crescente e de dimensão apreciável, as consequências para as variáveis económicas poderão ser devastadoras). Por exemplo, se a economia subterrânea representar 30% do PNB, o seu impacto na economia será, decerto, muito significativo. Todavia, o mesmo não se passa se a dimensão do fenómeno for somente 2-3% do PNB, pois nesse caso, o seu efeito, embora significativo, acaba por ser negligenciável.

Apesar da posição de alguns autores mais críticos face aos actuais indicadores oficiais, estes indicadores continuam a ser correntemente utilizados e defendidos. David Eugene Tompkins¹⁹ debruça-se justamente sobre a adequabilidade das contas nacionais do rendimento e do produto para o caso dos Estados Unidos, construindo para o efeito duas medidas alternativas (MaxiGDP e MinimGDP) em que considera a presença das actividades subterrâneas. Este autor conclui que, de facto, o comportamento dessas duas novas medidas exhibe, basicamente, o mesmo padrão de crescimento e de recessão que as contas oficiais, pelo que, apesar de o sistema de contas nacionais

¹⁸ McGee, Robert e Feige, Edgar (1989), pag. 98

¹⁹ Tompkins, David Eugene (1994)

ser sujeito a críticas, o sistema, presentemente, ainda constitui a melhor forma de proceder à avaliação da actividade económica.

Esta polémica em torno da adequabilidade das contas nacionais para avaliar as actividades económicas acaba por ser um importante impulsionador da investigação e mesmo da reestruturação dos sistemas de contas nacionais na Europa. Com essa reestruturação, impulsionada pela necessidade de compatibilizar os diferentes sistemas existentes nos países membros da União Europeia (as abordagens são distintas consoante os países, sendo as diferenças entre elas largamente explicadas pelas ferramentas estatísticas disponíveis e/ou pelas regulamentações em vigor), procura-se avaliar da forma mais exhaustiva possível a actividade económica desenvolvida por cada país e, conseqüentemente, verifica-se um esforço comum a todos os países em abordar e mensurar o fenómeno das actividades subterrâneas. A forma de integrar a economia subterrânea passa por considerar nas contas nacionais as actividades produtivas não declaradas lícitas²⁰, o que pode ser efectuado de formas distintas. Por exemplo: em França, opta-se por corrigir os dados contabilísticos das empresas (nomeadamente através dos dados provenientes das campanhas de controlo fiscal, o que comporta riscos de subestimação, não só pelo controlo fiscal poder não ser exercido de forma aleatória, como pelo facto das fraudes detectadas poderem ser representativas de uma pequena fracção da evasão total)²¹. Em Itália o sistema adoptado é bastante distinto, efectuando-se antes uma avaliação exhaustiva do emprego e associando-lhe rácios de valor ajustados per capita, por forma a determinar as contas de grande parte das actividades.

²⁰ Repare-se que não se adopta o conceito anteriormente definido, mas apenas uma fracção do que considerámos economia subterrânea, ao se integrar nas contas nacionais somente as actividades produtivas não declaradas lícitas, isto é as que dizem respeito à fraude fiscal e ao trabalho negro (geralmente este conjunto de actividades é designado por *economia negra*). As restantes actividades a que nos referimos não são incluídas por se excluírem por definição do PNB.

²¹ As contas nacionais francesas encontram-se, presentemente, em fase de reestruturação, tendo sido realizado um trabalho de investigação em que se estuda a possibilidade de adaptar o método italiano ao caso francês. Nesse estudo conclui-se que o ensaio revela alguns problemas de aplicação, dadas as diferenças existentes ao nível das fontes de informação estatística, bem como ao nível da legislação, práticas administrativas, dimensão das empresas e inclusive face ao grau de tolerância da opinião pública relativamente ao trabalho negro [Wagner, Claude (1995), pag. 81-87]

Em Portugal também se assistiu recentemente a uma actualização do sistema das contas nacionais, sendo *«de salientar, para além da exaustividade das fontes estatísticas, de procedimentos inspirados na chamada "Metodologia Italiana" na qual o âmbito mais ou menos exaustivo dos inquéritos estatísticos geralmente utilizados para avaliação da produção e do valor acrescentado é também aferido através da análise do mercado de trabalho»*²², tendo tido, como consequência, uma melhor apreensão das actividades relativas à economia subterrânea. Aliás, num artigo publicado no semanário "Expresso" constata-se que o PIB aumenta 15%, pois a *«economia paralela é pela primeira vez quantificada no Sistema de Contas Nacionais Portuguesas (SCNP), sendo esta a razão essencial do acréscimo verificado no produto oficial»*²³, embora se realce que *«este acréscimo também se deve a uma melhor definição do território económico português, que por incrível que pareça, não incluía os Açores e a Madeira»*²⁴ e ainda à introdução de novas fontes estatísticas que entretanto surgiram.

O problema da adequabilidade do sistema de informação estatístico para avaliar as actividades económicas realizadas é também uma questão muito relevante nos países da Europa do Leste. O processo de transformação com que as economias destes países se defrontam tem revelado a inadaptação dos respectivos sistemas em acompanhar as alterações, uma vez que as pequenas empresas florescem em grande número e, não se encontrando incluídos nos sistemas estatísticos de informação, conduzem ao aumento da actividade económica não declarada, para além de que *«there are cracks in the system of customs and tax control»*²⁵. Repare-se que *«part of the "second" economy has been legalized, registered and taxed. But it also contains elements of concealment from financial and control organs relating strictly to the shadow economy. Artificial prohibitions have until recently forced the "second" economy to assume illegal forms»*²⁶. Existem

²² Instituto Nacional de Estatística (1993) pag. 18

²³ Sérgio Figueiredo (1994a)

²⁴ Sérgio Figueiredo (1994a)

²⁵ Rajwski, Zenon (1994). pag. 71

²⁶ Golovnin, Sergei D. e Shokhin, Aleksandr N. (1990), pag. 34

ainda muitos obstáculos nestes países para que todas as empresas sejam legalizadas, sobretudo a fragilidade dos respectivos serviços financeiros -o que encoraja a evasão fiscal- e a carência de um sistema de mercado desenvolvido -o que, dada a regulamentação administrativa excessiva, favorece fontes ilegais de oferta de recursos. Assim sendo, é natural que a confiança e a credibilidade das estimativas do PIB, para estes países, seja afectada.

2. A dinâmica da economia subterrânea: pró-cíclica, anticíclica ou neutra?

Apesar da polémica associada à dimensão do fenómeno (a que nos referiremos mais tarde), a sua existência não é contestada, pelo que, enquanto entidade económica, deve sofrer períodos de contracção e de expansão. Assim sendo, um estudo importante diz respeito a eventuais relações entre as variações da dimensão da economia subterrânea e as variações das actividades oficiais. Se a economia subterrânea tiver um comportamento anticíclico, então, em momentos de recessão, o recurso a actividades subterrâneas servirá para atenuar os efeitos da crise, e consequentemente, os indicadores económicos oficiais revelarão maior volatilidade do que na realidade se verifica. Pelo contrário, se o comportamento da economia subterrânea for pró-cíclico, então é provável que a actividade económica total não seja tão estável quanto indicam os dados observáveis.

Dada a heterogeneidade da economia subterrânea, a conclusão poderá ser ambígua, pois «*Some components of underground may behave as leading, some as lagging, and some as coincident with business fluctuations. Furthermore, even if changes in the underground entity correspond closely to changes in overall economic activity, the relative changes, that is, on a percentage basis, may exacerbate both the upswings and the downswings in the "cycle"*»²⁷.

Na literatura existe alguma polémica quando se procede ao estudo da relação entre as variações da economia subterrânea e as variações da economia oficial, defendendo uns autores uma relação positiva (pró-cíclica) e outros uma relação negativa (anticíclica).

Para Joel F. Houston, as suas estimativas sugerem que *«the underground economy moves procyclically, indicating that total economic activity is subject to wider swings than the reported economy»*²⁸. Num trabalho posterior²⁹, Joel F. Houston constrói um modelo macroeconómico, que incorpora a economia subterrânea, a partir do qual infere que a economia subterrânea é endógena e claramente afectada pelas políticas macroeconómicas prosseguidas, concluindo que o modelo sugere que os modelos macroeconómicos tradicionais podem ser limitados pelo seu fracasso em considerar a economia subterrânea. De acordo com esta perspectiva, a economia subterrânea funciona como um desestabilizador automático, dificultando a aplicabilidade das políticas de estabilização de curto prazo.

No boletim informativo do Banco Fomento Nacional, a perspectiva adoptada já é oposta a esta, dado que se afirma que *«as actividades subterrâneas tendem a expandir-se num contexto depressivo, retraindo-se ou parando quando os indicadores oficiais da economia assinalam um período de expansão»*³⁰. Embora Michael O'Higgins não perfilhe esta posição³¹, cita o trabalho de Cassell, que defende a perspectiva referida no boletim do BFN, pois *«the underground economy is subject to business and growth cycles showing an opposite pattern to that of the official economy»*³².

A inexistência de consenso quanto à forma de encarar a relação, que se estabelece entre os ciclos da economia subterrânea e o padrão de evolução dos negócios da economia formal, deriva da própria natureza dos dados a analisar (a informação em causa é, por definição, oculta), pelo que não há uma metodologia que seja unanimemente aceite pelos investigadores (e, como veremos

²⁷ Greenfield, Harry I. (1993), pag. 109

²⁸ Houston, Joel F. (1987), pag. 6

²⁹ Houston, Joel F. (1990), pag. 36

³⁰ Banco de Fomento Nacional (1989), pag. 63

³¹ Quando, baseado nas suas estimativas, afirma que *«such consistent and significant results as exist suggest that the sizes of the hidden and formal economies are positively related»* [Michael Higgins (1985), pag. 140]

³² Michael O'Higgins (1985), pag. 130

mais tarde, cada método dá origem a estimativas da dimensão das actividades subterrâneas de grandezas distintas).

3. A afectação de recursos e a sua eficiência

Quando nos debruçamos sobre as actividades subterrâneas é necessário ter presente que é possível ter alterações da afectação de recursos induzidas por variações da carga fiscal (ou outros factores, como, por exemplo, as regulamentações relativas à segurança no trabalho, à poluição ou ao salário mínimo) ou independentes dessas alterações. Podem ocorrer variações da dimensão da economia subterrânea, quer como consequência de um aumento da carga fiscal (que, potencialmente, pode induzir deslocações de recursos das actividades formais para as actividades ocultas), quer, alternativamente, quando os agentes económicos decidem substituir o seu tempo de lazer por trabalho, de modo a aumentarem o seu rendimento (esta substituição pode ocorrer sem que se verifique qualquer alteração, seja das leis fiscais, seja das restantes regulamentações). Assim sendo, a alteração da dimensão da economia subterrânea pode implicar uma deslocação de recursos da economia oficial para a subterrânea, uma deslocação parcial de recursos, ou mesmo nenhuma alteração na afectação de recursos da economia oficial (se os recursos não estiverem a ser, presentemente, utilizados).

De forma a simplificar a situação, sem distorcer demasiado a realidade, suponha-se que as actividades subterrâneas se dirigem fundamentalmente à produção de bens de consumo, pelo que incentivam o aumento da procura de bens de investimento e o aumento da oferta de bens de consumo. Em situações de desemprego, a procura de bens de investimento consequente das actividades subterrâneas dá origem a um processo multiplicativo a favor do sector oficial. Este processo também ocorre se, nas actividades subterrâneas, se aumentar a intensidade de utilização dos factores de produção já utilizados. Obviamente que se as actividades subterrâneas forem desenvolvidas em contextos de pleno emprego dos recursos, o resultado será uma pressão

inflacionista sobre a procura. Um efeito semelhante, embora menos intenso, resulta do facto de parte da procura por bens de investimento e trabalho se direccionar para segmentos de mercado em que existe pleno emprego dos recursos ou excesso de procura.

As características institucionais das economias Ocidentais asseguram a não existência de divisões marcantes entre os mercados subterrâneos e oficiais, o que significa que as receitas obtidas através de actividades subterrâneas podem ser facilmente gastas nos mercados oficiais. Um dado equilíbrio de preços entre os dois sectores apenas poderá ser alcançado se as receitas obtidas no sector oficial forem utilizadas para adquirir bens de consumo produzidos no sector subterrâneo e se os agentes do sector subterrâneo usarem as receitas para comprarem bens de investimento no sector oficial. Se tudo o resto permanecer constante, então na presença de actividades subterrâneas, a economia oficial produz mais bens de investimento do que na ausência daquelas actividades. As consequências para a produção oficial de bens de consumo dependem da diferença de preços entre ambos os mercados. Como, se tudo o mais permanecer constante, os preços dos mercados oficiais são superiores aos praticados nos mercados subterrâneos, então o sector oficial fornece o sector subterrâneo com uma quantidade de bens e serviços que é menor do que a quantidade dos mesmos do fluxo na direcção inversa.

Para os países da Europa do Leste, no período que antecedeu o processo de transformação das respectivas economias, a economia subterrânea desempenhava um papel importante e vantajoso, já que «*in Eastern Europe, the second economy may "oil the wheels" of the planning mechanism as well as serving consumer needs*»³³. O sector de mercado, cujas operações decorriam à margem do sistema de planeamento e que recorria à mobilização privada dos meios de produção, por um lado criava dificuldades à gestão da economia planeada e restringia a capacidade do Estado em prosseguir políticas distributivas, por outro lado facilitava os equilíbrios macroeconómicos, sobretudo aliviando o fenómeno da inflação reprimida.

Nas economias de tipo Soviético, em particular em países como a Hungria e a antiga União Soviética, as actividades subterrâneas, geralmente, ocorriam em circunstâncias económicas invejáveis, especialmente no lado da oferta no mercado de trabalho. Dado o pleno emprego dos factores produtivos, quase todos os trabalhadores subterrâneos operavam numa posição de força, com reflexos nos salários, habitualmente superiores aos praticados nas correspondentes actividades legais. Uma vez que esta utilização é ilegal, as empresas privadas e famílias que se dedicavam a actividades subterrâneas, dada a forte condicionante orçamental, apenas poderiam contar com as suas capacidades, mas em compensação poderiam vender o seu trabalho e os seus produtos no mercado subterrâneo a um preço mais elevado do que no mercado oficial.

Um agente económico que procure trabalho ou bens no mercado subterrâneo procura tentar diminuir, ou anular, a carência com que usualmente se defronta. Contudo, os agentes competem entre si para adquirir os bens e serviços de que necessitam e por vezes acumulam, tanto quanto possível, por forma a constituírem reservas estratégicas para fazerem face a eventuais crises futuras, ou para procederem a trocas por outros produtos. Este tipo de comportamento apenas acaba por exacerbar a escassez, e, dado que todos os agentes adoptam esta atitude como solução para o problema, a escassez estende-se a toda a economia. Assim sendo, a vantagem da prossecução de actividades subterrâneas residiria no facto de possibilitar um aumento global dos recursos oferecidos, em particular da oferta de trabalho. A produtividade do trabalho, tanto por hora como por trabalhador, seria superior na economia subterrânea, devido à maior rigidez da restrição orçamental e à maior motivação dos trabalhadores que afectavam o seu tempo a estas actividades, se, comparativamente, tudo o resto permanecer constante. A única excepção é a existência de significativas economias de escalas numa dada unidade produtiva oficial, situação que dificilmente ocorrerá com um agente subterrâneo, pois uma maior dimensão implicaria maior risco de detecção por parte das autoridades. Apesar desta excepção, os factores produtivos seriam

³³ Smith, Stephen (1989), pag. 593

melhor utilizados na economia subterrânea, o que não significa que o fossem para o conjunto (oficial mais irregular) da economia e, implicitamente, a existência desta "segunda" economia teria consequências negativas para a utilização dos factores de produção na economia oficial.

A escassez de bens ocorria na oferta dos factores de produção, pela competição pelos bens de investimento e trabalho. Na falta de um mercado de capitais livre, dado o pleno emprego no sector oficial da economia, a curto prazo os agentes económicos subterrâneos competiam directamente com os agentes oficiais pelos trabalhadores, materiais e equipamento. Os factores de produção existentes encontravam-se, praticamente, todos afectados a agentes económicos oficiais (o Estado, as cooperativas ou privados), pelo que os únicos, directamente acessíveis aos agentes subterrâneos, exceptuando aqueles disponíveis para o sector privado, teriam que ser produzidos pelo próprio sector subterrâneo. Mas, em geral, os agentes económicos eram forçados a obter os factores de produção de que necessitavam à custa do sector oficial, usualmente sem quaisquer contrapartidas, pelo que nos sistemas de tipo soviético se assiste a uma efectiva reafecção dos recursos existentes. Este facto verificava-se em prejuízo dos agentes oficiais, que não possuíam qualquer forma de recuperarem as suas perdas. Contudo, seria possível passar o crescente custo do parasitismo do sector subterrâneo para o Estado, requerendo e obtendo, quantidades maiores dos factores de produção. Quem concebia os planos seria, desse modo, induzido a reafectar os seus recursos à custa do consumo, aumentando a taxa de acumulação, pelo que, desta forma, a escassez de bens se estendia ao sector de bens de consumo, ou, já existindo crise, agrava-se. Para se protegerem a si próprios contra a crescente escassez no mercado oficial, os consumidores teriam necessidade de se virar para a economia subterrânea. Se, todavia, as actividades subterrâneas fossem desempenhadas por agentes que, de outro modo seriam oficiais, para produzirem factores de produção necessários para se cumprirem os objectivos dos planos, poder-se-ia verificar uma real diminuição da escassez de bens, pelo menos para as empresas individuais.

O mercado de trabalho era, também, afectado por esta dinâmica. O sector subterrâneo poderia, inclusive, dar origem a um aumento da taxa de desemprego. Em geral, as actividades subterrâneas empregam mão de obra como segundo emprego, isto é como oferta adicional de tempo de trabalho, embora existam grupos de trabalhadores que apenas estão disponíveis para se dedicarem a actividades subterrâneas. Deste modo, assiste-se a uma competição directa entre os dois sectores, especialmente na situação em que os trabalhadores se dedicam simultaneamente a várias ocupações, dado que pode dar origem ao crescimento do absentismo. Os trabalhadores que se dedicam a um segundo emprego, podem ficar menos comprometidos com o seu emprego oficial, por se encontrarem mais cansados. Como consequência, verifica-se um enfraquecimento dos incentivos oficiais materiais. Assim, a economia subterrânea alterava a ordem das prioridades estabelecida pelo governo, reduzindo o efeito do racionamento, sobretudo no sector dos bens de consumo, e conferia um papel mais activo à moeda, particularmente aos rendimentos monetários familiares.

Se os trabalhadores participassem mais activamente na economia subterrânea, a economia deveria possuir uma oferta de bens e serviços que se adequasse aos seus rendimentos extra. Assim sendo, o trabalho deveria ser remunerado através de meios de pagamento comumente aceites e deveriam estar disponíveis no mercado produtos atractivos, o que pode não ocorrer, se se verifica uma deterioração da situação económica, isto é, se a moeda se encontra inflacionada e a crise no mercado é particularmente intensa. Contudo, as actividades subterrâneas conseguiam ultrapassar este obstáculo, através do pagamento em géneros, da troca de géneros ou mesmo do pagamento em moeda estrangeira e ainda produzindo, ou importando bens de luxo ou produtos não passíveis de serem obtidos no mercado oficial. A escassez generalizada de bens asseguraria a existência de uma procura para todos os bens, tivessem eles origem oficial ou irregular. Devido a esta procura rígida, motivada pelo excesso de moeda em circulação e seu rápido crescimento não coberto suficientemente pelos bens disponíveis, os produtores subterrâneos conseguiam praticar preços

superiores aos dos correspondentes bens produzidos regularmente.

Apesar destas actividades não se defrontarem com problemas particulares no que diz respeito à procura final da sua produção, elas estão em considerável desvantagem no que diz respeito à procura de factores de produção e custos de produção, uma vez que teriam que entrar em linha de conta com custos extraordinários e com dificuldades na sua protecção, face às acções repressivas do aparelho de Estado. Estes incluem tanto a camuflagem da actividade, como o custo da corrupção e da necessidade de lavar os rendimentos obtidos por forma a tornar possível a sua utilização na economia regular.

A detecção por parte das autoridades implicaria a confiscação de todos os bens pertencentes às empresas privadas subterrâneas, a prisão ou mesmo a pena de morte para os responsáveis, e consequências de vária ordem para os trabalhadores. A acrescentar a estas dificuldades, estavam os problemas em obter factores de produção e os custos resultantes da distribuição da produção à rede comercial oficial, em virtude da necessidade de disfarçar a produção subterrânea como oficial. Todos estes factores obrigavam a que o produtor subterrâneo fosse obrigado a organizar uma rede de distribuição paralela ou a recorrer a organizações criminosas (que sendo mais eficientes, por vezes envolviam maiores custos). Saliente-se ainda que no caso das actividades subterrâneas é impossível obter crédito através das instituições oficiais, pelo que a única alternativa seria recorrer ao crédito de outros agentes subterrâneos, previsivelmente muito caro e possivelmente controlado por organizações criminais. No caso dos sistemas de tipo Soviético, as actividades subterrâneas e oficiais coexistiam lado a lado, habitualmente sem competirem na venda dos seus produtos.

A estrutural escassez de bens, que limitaria a elasticidade preço da procura, assegurava que toda a produção fosse absorvida pelo mercado e levava a que famílias e agentes económicos subterrâneos tivessem um considerável poder de compra, disponível em termos líquidos (daí que se fale em poupança forçada). De facto, era comum a coexistência, lado a lado, de actividades oficiais e subterrâneas, por vezes, sendo praticados pelo mesmo agente económico.

Frequentemente, complementavam-se e, raramente, competiam para vender a respectiva produção. De facto, aparentemente, *«in the Soviet-type economic system there is room for both of them»*³⁴, uma vez que *«The Soviet-type economy probably could not survive for any significant period of time without some second economy activities greasing its wheels»*³⁵.

De acordo com Michael Alexeev e Michael Tremml (1993) o crescimento da economia subterrânea foi, principalmente, uma consequência, não a principal razão, para a desintegração do sistema económico Soviético. Repare-se que, quando as actividades subterrâneas são realizadas de forma marginal, elas podem ser benéficas para o desempenho do resto da economia, mas, quando passam a ter uma importância cada vez mais significativa, tornam-se, progressivamente, disfuncionais, visto que *«Its transactions costs, such as difficulties with contract enforcement and informational problems, grow exponentially with its size, the destruction of feedback to the planners becomes more widespread causing costlier errors, the managerial and workers incentives unrelated to plan fulfillment become stronger»*³⁶. Apesar de não ter provocado a desintegração do sistema, a importância significativa e crescente destas actividades contribuiu para a deterioração da performance da economia Soviética. Todavia, actualmente, dado o processo de reestruturação destas economias, o fenómeno da economia subterrânea é encarado da mesma forma que no Ocidente.

Apesar destas considerações, é usual indicarem-se vantagens e desvantagens, associadas à prática de actividades subterrâneas, uma vez que *«as potencialidades da precarização e de submersão são múltiplas e contraditórias»*³⁷.

Bruno Frey expressa uma das maiores vantagens que se apontam às actividades subterrâneas nos seguintes termos : *«one of the major benefits is often considered to be the fact that it is one of the most productive and enterprising sectors of the economy, without which the*

³⁴ Dallago, Bruno (1990), pag. 157

³⁵ Alexeev, Michael e Tremml, Vladimir (1993), pag. 26.

³⁶ Alexeev, Michael e Tremml, Vladimir (1993), pag. 26.

*population would be materially worse off*³⁷. Assim sendo, este autor considera que as actividades subterrâneas dão origem a incentivos para vários grupos sociais aumentarem a oferta e intensificarem a utilização dos recursos na sua posse, melhorando o seu bem-estar, uma vez que as famílias que adoptam comportamentos desta natureza conseguem auferir receitas e níveis de consumo superiores aos proporcionados apenas pelo sector oficial.

Aponta-se, ainda, que o sector subterrâneo é mais flexível, visto que *«a existência de uma economia subterrânea significativa pode ter efeitos positivos, designadamente sobre o emprego, na medida em que conduz a uma utilização do factor trabalho superior à que é permitida pela economia legal, dada a rigidez de certas normas, como as relativas à fixação de níveis salariais máximos e mínimos»*³⁹.

Comparativamente com as actividades oficiais produzindo o mesmo tipo de bens e serviços (tudo o mais constante), as actividades subterrâneas beneficiam de custos de produção directos inferiores, o que constitui geralmente um factor decisivo. Por exemplo, são de assinalar as vantagens em termos de custos, nomeadamente de carácter fiscal e administrativo, quando o custo das licenças e das autorizações para desempenhar uma dada actividade de forma oficial pode ser evitado e quando a fuga ao pagamento de impostos indirectos na aquisição de matérias primas, subsidiárias e equipamentos ocorre. No mercado de trabalho, o emprego de mão de obra irregular reduz as despesas em impostos e nas contribuições para a segurança social (apesar de o governo possuir formas de reduzir estes gastos), podendo, ainda, os agentes subterrâneos diminuir os salários líquidos e, mesmo, reduzir as despesas com o capital fixo (especialmente no caso do trabalho no domicílio). Outra das características importantes do mercado de trabalho subterrâneo reside na maior flexibilidade que possibilita às entidades empregadoras sobre a força de trabalho a que recorrem e ao maior controlo que sobre ela detêm, uma vez que desse modo se reduz a força

³⁷ Rodrigues, Maria João (1985), pag. 98

³⁸ Frey, Bruno (1989), pag. 111

³⁹ Cocco, Maria do Rosário e Santos, Emanuel Augusto (1984), pag. 7

de várias restrições institucionais, em particular da legislação social e dos sindicatos. Refira-se todavia que se, por um lado, o mercado subterrâneo provoca um aumento da flexibilidade e da mobilidade da mão de obra, por outro, dado que a oferta potencial de trabalho é, a curto prazo, fixa (por ser determinada por factores geográficos e sociais) e encontrando-se sujeita a uma procura adicional consequente das actividades subterrâneas, a utilização do trabalho pelo sector oficial irá tornar-se, provavelmente, menos flexível. Os próprios trabalhadores podem, deste modo, ficar numa posição mais forte e menos vulneráveis à chantagem por parte dos empregadores oficiais, pois têm menor receio do desemprego real, seja por já possuírem um segundo emprego, seja, caso se encontrem no desemprego, por saberem que encontram emprego no sector subterrâneo, razões que podem fazer com que os trabalhadores fiquem menos dispostos a aceitar reduções salariais que permitam manter os seus empregos oficiais. Por exemplo, os trabalhadores por conta própria podem, entre eles, decidir manter preços elevados para os serviços oficiais que prestam (na maior parte dos casos para o Estado e para empresas privadas pertencentes ao sector oficial), enquanto praticam preços inferiores, quando prestam serviços idênticos às famílias, dada a maior facilidade em fugir ao pagamento de impostos, taxas e contribuições para a segurança social.

Maria João Rodrigues argumenta que a economia subterrânea poderá ser vantajosa, pois os capitais investidos, face à concorrência internacional e com os presentes níveis de produtividade em certos segmentos do aparelho produtivo, só poderão ser rendibilizados se se recorrer à via subterrânea. Esta via, ao permitir menores custos e menores preços, viabiliza também a prospecção e a conquista de novos mercados, e possibilita rendimentos aos segmentos da população que recorrem a este tipo de actividades, quer a título de segunda actividade quer por não possuírem acesso ao mercado de trabalho oficial⁴⁰.

Como afirmámos, a economia subterrânea implica desvantagens, sobretudo ao nível dos seus efeitos negativos sobre a eficiência. Uma empresa que opere em condições regulares, ao

competir com uma firma que pratique actividades submersas, verá o seu poder concorrencial gravemente diminuído. Por exemplo, «*production in the untaxed sector may be competitive as compared to production in the taxed sector due to the large wedge between gross and net returns in this sector*»⁴¹. Dado que os agentes oficiais e subterrâneos competem no mesmo mercado ou para vender o mesmo produto, ou para vender bens que são semelhantes ou substitutos, enquanto que a procura é insuficiente para a oferta de ambos e atendendo a que os agentes subterrâneos beneficiam de menores custos, a competição entre os dois sectores é desigual, dadas as diferentes estruturas de custos. Os agentes oficiais podem reagir a esta situação através da aceleração do progresso tecnológico (de forma a reduzir os custos por unidade para níveis abaixo dos que se verificam no sector subterrâneo, que na maior parte dos casos utilizam preferencialmente tecnologias de produção intensivas em trabalho), recorrendo à ajuda por parte do Estado (ajuda esta que não se encontra disponível para os agentes subterrâneos -a não ser que recorram a mais irregularidades e aumentem ainda mais o risco de serem descobertos- e que pode assumir diversas formas, tais como vários tipos de isenções fiscais, isenções ao pagamento da segurança social, isenções a outras contribuições e subvenções ou facilidades na obtenção de crédito a taxas mais baixas) ou explorando economias de escala (possibilidade que os agentes subterrâneos apenas com muita dificuldade e risco podem aceder). Situação diferente é o caso em que os agentes económicos subterrâneos produzem bens e serviços que entram no processo produtivo dos agentes oficiais como factores de produção, pois é possível o desenvolvimento de uma integração vertical entre agentes pertencentes aos dois sectores, que beneficiará ambos. Também pode acontecer que um agente oficial descentralize parte do seu processo de produção, transferindo-o para um agente subterrâneo, que pode ele mesmo criar para o efeito. Desta forma, o agente oficial pode controlar o subterrâneo, gerindo o seu produto final e apropriando-se ele próprio de parte

⁴⁰ ver Rodrigues, Maria João (1985), pag. 98

⁴¹ Hansson, Ingemar (1989), pag. 234

dos menores custos de produção envolvidos, pelo que o agente oficial botem uma vantagem comparativa sobre os agentes competidores que não exploraram essa possibilidade, podendo dessa forma, tudo o mais constante, ou expandir a sua quota de mercado em detrimento da dos seus rivais, ou aumentar a sua taxa de rendibilidade, ou combinar ambas as opções. Neste sentido, as actividades subterrâneas podem tornar-se factores importantes na competição entre agentes económicos oficiais. Uma situação desta natureza pode ter repercussões negativas a longo prazo, especialmente numa economia aberta, visto que a indústria fabril, baseada na economia subterrânea, está destinada a perder essa vantagem competitiva face às economias em vias de desenvolvimento, pois nestes países não só o trabalho é mais barato (em comparação com os países desenvolvidos, mesmo se incluirmos as actividades económicas subterrâneas), como existe, também, um vasto sector subterrâneo. O perigo torna-se mais severo quanto maior for o efeito da economia subterrânea sobre a estrutura dos investimentos. Por exemplo, se se verificar uma concentração dos investimentos em actividades com baixos níveis tecnológicos, mas altamente lucrativas devido à economia subterrânea, em detrimento de investimentos em tecnologia mais avançada, o prejuízo causado ao país pode ser duradouro.

As actividades subterrâneas sofrem ainda de algumas limitações tanto institucionais como estruturais. Os capitais existentes no país não são atraídos em maior volume para este tipo de actividades, pois encontrar-se-iam sujeitos a custos extraordinários, a restrições específicas e inflexibilidades, para além de o risco associado a estes investimentos ser maior, comparativamente a investimentos em actividades oficiais. Este risco adicional deriva da acção repressiva do Estado, e evita que as empresas subterrâneas explorem eventuais economias de escala ou invistam intensivamente. Estes capitais têm apenas uma reduzida força de trabalho disponível, uma vez que a maioria dos trabalhadores preferem encontrar emprego na economia oficial, dadas as significativas vantagens de longo prazo daí decorrentes, pelo que apenas uma reduzida parte da população activa afecta o seu tempo de trabalho a actividades subterrâneas. Assim sendo, na

economia subterrâneas encontram-se, principalmente, trabalhadores "marginais", que somente se comprometem com actividades subterrâneas por um período limitado de tempo e quase sempre procuram um emprego estável na economia oficial.

As actividades subterrâneas incorrem em custos adicionais dada a sua necessidade de protecção, tanto da repressão levada a cabo pelas autoridades, como da eventual intrusão do crime organizado. Estes custos surgem, em particular, pela frequente necessidade de pagar subornos a agentes do estado, de comprar protecção no mercado negro e de lavar dinheiro proveniente das actividades subterrâneas. Este último custo é necessário para justificar os elevados rendimentos e, conseqüentemente, os padrões de consumo dos agentes económicos que se dedicam a estas actividades. Existem várias formas de proceder à dissimulação dos rendimentos, que variam consoante a severidade e eficiência da repressão exercida pelas autoridades, mas que dificultam a vida do agente económico subterrâneo e limitam a flexibilidade do exercício destas actividades. Assim sendo, as actividades subterrâneas defrontam-se com custos marginais crescentes, se se expandirem para além de certos limites.

As vantagens e desvantagens dos agentes económicos subterrâneos limitam a sua dimensão e, conseqüentemente, dadas as técnicas de produção empregues, determinam a sua procura por trabalho subterrâneo. No mercado de trabalho, no que concerne à oferta, as vantagens e desvantagens variam conforme a situação e o poder dos grupos de trabalhadores envolvidos, apesar de ser de referir uma distinção entre magnitudes absolutas e relativas. As vantagens absolutas são, claramente, a favor dos trabalhadores que actuam numa posição de força, pois estes, em troca do seu trabalho, conseguem obter salários acima da média com um segundo emprego, onde as condições são melhores. As desvantagens para estes são mínimas, consistindo, aparte a perda de horas de lazer, no risco da eventual perda do segundo emprego temporário e, talvez, no pagamento de uma multa. Para os trabalhadores numa posição mais fraca, especialmente para os emigrantes clandestinos, o risco é muito maior - pode estar em causa a sua expulsão do país e a

perda de todas as suas fontes de rendimento -, enquanto que, em termos absolutos, auferem salários abaixo da média e vivem e trabalham em condições muito precárias. Contudo, dado que nenhuma alternativa existe para estes, as vantagens relativas são enormes, o que explica, apesar de existirem outros factores em causa, a razão pela qual existe uma tão grande oferta de mão de obra com origem neste grupo. As políticas de Repartição do Rendimento perdem parte da sua eficácia na presença de actividades irregulares e o mesmo acontece para a generalidade das políticas concebidas para controlar a procura.

Apesar de se poder argumentar, com base nestas considerações, que o efeito do sector subterrâneo sobre a produção é expansivo (embora esta tese não seja consensual) e que as famílias preferem auferir receitas e níveis de consumo superiores aos proporcionados apenas pelo sector oficial, deve ser tido em conta o papel do governo e do Estado, quando se aborda a questão da afectação dos recursos e respectiva eficiência. Bruno Frey refere-se a este problema nos seguintes termos: «*The major disadvantage is then thought to be that (a large part of) the unobserved economy is illegal and that its toleration would erode tax morality, leading to a general breakdown of law and order. Also, the falling revenue due to tax evasion is taken to create serious problems for financing of those goods and services the population desires to have publicly provided*»⁴². Assim sendo, poderemos recorrer ao seguinte exemplo: à medida que a actividade económica global (economia oficial e economia subterrânea) se expande, a necessidade de bens e serviços públicos aumenta, pelo que, sendo os impostos apenas cobrados na economia oficial, a incidência fiscal sobre as actividades legais tende a aumentar. Este aumento da incidência fiscal tem como consequência um aumento das actividades subterrâneas (uma vez que a evasão fiscal é uma das componentes da economia subterrânea), ou seja, verifica-se um desvio de recursos das actividades legais para as actividades subterrâneas, enquanto o índice de rendibilidade for

⁴² Frey, Bruno (1989), pag. 111

superior nestas últimas, implicando perda de bem estar social⁴³. Dado que a actividade dos agentes económicos subterrâneos conduz ao aumento da oferta de bens de consumo e serviços, se a economia se encontra com insuficiente procura agregada, o efeito será a substituição dos agentes oficiais. Esta substituição será maior, quanto mais conveniente for para os consumidores adquirir bens e serviços produzidos irregularmente, isto é, quanto mais marcante (dados os níveis de qualidade) for a diferença de preço entre os dois tipos de bens. Se, pelo contrário, existir um excesso de procura, os dois sectores poderão coexistir, apesar de a presença de agentes subterrâneos impedir o nascimento ou a expansão dos agentes oficiais. Em suma, o recurso a actividades ocultas conduz «à erosão da rentabilidade dos capitais investidos na zona oficial da economia»⁴⁴.

Notando que a economia subterrânea não é só constituída por agentes que evitam o pagamento de impostos, um dos comportamentos comuns é, como já se referiu, a evasão ao fisco, embora os agentes económicos subterrâneos utilizem os bens e serviços, fornecidos pela administração pública, de forma idêntica aos agentes oficiais, implicando, conseqüentemente, despesas do Estado. Por outro lado, a existência de actividades subterrâneas pode induzir os políticos a aumentarem os gastos, reforçando o aparelho policial e administrativo, por forma a controlar aqueles agentes económicos e reprimir as suas actividades. Assim sendo, a economia subterrânea contribui, também, para o défice do orçamento de Estado. O efeito para a economia depende, essencialmente, da dimensão deste défice face ao Produto Nacional Bruto, da sua estrutura, do seu uso e da forma de financiamento do mesmo. Se parte do défice é financiado através do aumento dos impostos sobre a produção e o consumo oficiais, e se é esta uma das principais causas para o desenvolvimento de actividades subterrâneas, então aquela forma de

⁴³ Repare-se que «An evaluation of the efficiency effects of the unobserved economy must thus consider the extent to which resources are drawn from these alternative uses. Since gains from exchange are small and close to an equilibrium, this suggests that a proportional decrease of all types of activities in the untaxed sector involves net gains over some range» [Hansson, Ingemar (1989), pag. 235]

⁴⁴ Rodrigues, Maria João (1985), pag. 99

financiamento induzirá à expansão destas actividades. Se, todavia, os impostos sobre o rendimento têm um efeito depressivo sobre a oferta de trabalho e capital, verificar-se-á um efeito depressivo sobre a economia. Vice-versa, se o objectivo das famílias e agentes económicos for atingir um determinado nível de rendimento líquido, pois um aumento dos impostos poderá conduzir a um aumento generalizado da actividade económica.

Relativamente ao défice do orçamento de Estado e à consequente carga fiscal, os efeitos resultantes da economia subterrânea não são tão graves quanto aparentam. Uma vez que uma grande fatia dos rendimentos gerados na economia subterrânea são gastos no mercado oficial, parte desses rendimentos reverte a favor do Estado, através de impostos indirectos. Esta é uma hipótese plausível, dado que nos países mais ricos, a parte proporcionalmente mais elevada dos rendimentos obtidos de forma subterrânea gastos nos mercados oficiais é utilizada para adquirir bens de luxo sujeitos a impostos indirectos. De qualquer forma é necessário ter presente que os rendimentos com origem subterrânea são taxados proporcionalmente menos do que os rendimentos com origem oficial., dado que sobre estes últimos também vão incidir impostos indirectos. Deste modo verifica-se, apenas, uma redistribuição de rendimentos, pois «*The existence of tax evasion redistributes real income in favour of producers and consumers of goods and services that evade taxes at the expense of other taxpayers*»⁴⁵. Se a produção subterrânea de bens e serviços e a sua utilização requerem a utilização de serviços prestados pelo Estado numa quantidade proporcional à da produção oficial, é evidente que a maior parte desses serviços é financiada pelo sector oficial, ou seja os impostos acabam por ter um efeito distorcedor sobre a actividade económica. Em virtude das consequências sobre o défice do orçamento de Estado, a economia subterrânea pode ter efeitos sobre o nível de preços (M. O'Higgins (1985)), dependendo de uma série de factores. Entre eles está o tipo de irregularidade associada à actividade em causa

⁴⁵ Hansson, Ingemar (1989), pag. 236

(distributiva ou produtiva)⁴⁶ e o enquadramento do mercado. Se as irregularidades dão origem a menores preços, pode-se assistir a um efeito de amortecimento sobre o nível de preços. Mas, se se verifica a existência de segmentos no mercado de capital e no de trabalho, a economia subterrânea aumenta a procura de recursos escassos, o que pode originar o disparar da inflação.

4. Os efeitos dos impostos

Quando se aborda o tema da economia subterrânea, uma das questões que, imediatamente, é focada, diz respeito aos efeitos da carga fiscal.

Na literatura é consensual o facto de que elevadas taxas marginais de imposto constituem um incentivo à evasão fiscal. Todavia, a existência de evasão fiscal não implica necessariamente variações significativas na dimensão da economia subterrânea, pois «*all undergrounders are tax evaders, but not all evaders are undergrounders*»⁴⁷, conforme se demonstrou quando delimitámos o conceito.

A modelização do comportamento da economia subterrânea, apesar destas considerações, é usualmente realizada atendendo a variações da carga fiscal. O argumento que justifica esta opção tem a ver com o facto de o nível dos impostos poder, não só ser decisivo nas escolhas dos agentes entre o trabalho e o lazer, como também estimular as actividades subterrâneas.

A moderna teoria sobre a evasão fiscal tem o seu início em 1972 no estudo efectuado por Michael G. Allingham e Agnar Sandmo⁴⁸. Desde esse trabalho, a investigação em torno desta área tem sido muito profícua⁴⁹ e, usualmente, o problema da evasão fiscal, sob a perspectiva do contribuinte, é discutido como uma espécie de jogo, pois o consumidor defronta-se com uma decisão (pagar ou não os impostos) que será tomada com o objectivo de maximizar a utilidade do

⁴⁶ Note-se que, aquando da definição do conceito de economia subterrânea, se excluíram as actividades de natureza distributiva.

⁴⁷ Greenfield, Harry I. (1993), pag. 115

⁴⁸ Allingham, Michael G. e Sandmo, Agnar (1972), pag. 323-338

contribuinte, logo, a opção será racionalmente baseada nos ganhos ou perdas associadas à mesma. Estes estudos debruçam-se muitas vezes sobre o comportamento do agente que não declara a totalidade do seu rendimento, pelo que acabam por fazer depender as suas conclusões da forma como o consumidor se comporta face ao risco de ser detectado ao incorrer em infracção.

Neste campo, surgem algumas análises na literatura que são quase sempre referidas por estudos da economia subterrânea. Estes teóricos, reconhecendo explicitamente que, consoante a fonte do rendimento, a evasão fiscal pode ser facilitada⁵⁰, tipicamente assumem que a economia pode ter dois sectores: um sector em que a evasão é impossível, consequência da retenção de impostos na fonte ou do sistema de declaração de informações; um segundo sector em que essa fuga aos impostos é possível. Vários têm sido os trabalhos realizados neste campo. Por exemplo Sandmo (1981), Cowell (1985) e Fluet (1987) debruçam-se sobre o caso em que os consumidores têm um comportamento averso ao risco, mas defrontam-se com salários paramétricos, tanto no sector oficial, como no sector subterrâneo. Ingemar Hansson (1985), Dan Usher (1986) e Kesselman (1989) pressupõem que as actividades de evasão fiscal não são descobertas, mas envolvem custos.

Um dos mais recentes trabalhos, foi realizado por Young Jung, Arthur Snow e Gregory Trendel (1994), concluindo estes autores que a dimensão do sector onde se evita os impostos está positivamente (negativamente) relacionado com a taxa de imposto, se as preferências dos contribuintes exibirem aversão relativa ao risco crescente (decrecente).

O estudo agora referido, à semelhança de outros que procuram inferir sobre a evasão fiscal e/ou a economia subterrânea, depende de hipóteses estabelecidas, quer sobre a probabilidade de os indivíduos serem detectados pelas autoridades, quer sobre a sua atitude face ao risco, que têm

⁴⁹ Frank Cowell efectua um detalhado levantamento das investigações e desenvolvimentos teóricos efectuados neste campo [Cowell, Frank A. (1990)]

⁵⁰ Charles Clotfelter argumentava que a decisão de um indivíduo evadir impostos está fortemente correlacionada com a fonte do seu rendimento, o que é bastante plausível pois, se o rendimento for proveniente do trabalho por conta própria, é mais fácil fugir aos impostos do que no caso do trabalho por conta doutrém

consequências sobre o tipo de conclusões finais desses trabalhos. Por exemplo, impõe-se uma hipótese não realista, quando se pressupõe que os contribuintes, para efectuarem os seus cálculos custo-benefício, conhecem com precisão a probabilidade do serem detectados pelas autoridades e as penalidades a que serão sujeitos, uma vez que as informações sobre a probabilidade de detecção são quase sempre mantidas confidenciais pelas autoridades, para além de que as sanções para os prevaricadores são altamente incertas (podendo, em alguns casos, ser aplicadas tão tardiamente que perdem o seu efeito dissuasor). Assinale-se que, para alguns autores a probabilidade de se ser investigado quando se incorre, exclusivamente, em práticas ocultas é provavelmente menor e mais dispendiosa para o Estado⁵¹. Por outro lado, a hipótese relativa à atitude do contribuinte face ao risco é muito redutora, pois ignora-se que esta pode depender, não só do seu nível de rendimento, como dos indivíduos em causa. Refira-se ainda que a teoria ignora os custos em termos de constrangimento, perda de estima própria e estatuto social no caso de se ser detectado a infringir.

Quando se encara o problema da evasão fiscal e, conseqüentemente, da economia subterrânea (apesar de não representarem o mesmo fenómeno, a dimensão da economia subterrânea é, frequentemente, utilizada como uma variável *proxy* para a evasão fiscal), aborda-se o problema do cumprimento das leis fiscais. Uma vez que a fuga aos impostos implica perdas para o erário público, levanta-se uma questão para as autoridades fiscais: ou se aumenta o nível da taxa de imposto ou se efectua um maior esforço no sentido de obrigar os contribuintes a cumprir as leis fiscais (aumento da probabilidade de detecção dos prevaricadores). Young Jung, Arthur Snow e Gregory Trendel também se debruçam sobre este *trade-off*, inclinando-se para políticas que privilegiem o aumento do esforço de cumprimento, pois não só o aumento da taxa de imposto pode introduzir maiores distorções no mercado de trabalho (ao potenciar deslocações de recursos

⁵¹ Paul Olivella Cunill é desta opinião, fundamentando-se num estudo efectuado por Cowell e Gordon para apontar que um aumento da probabilidade de inspecção pode induzir algumas empresas a desaparecer da economia legal, logo dos circuitos de informação a que o estado tem acesso, embora refira que, atendendo a Panagarya e Narayama, se as empresas laborarem simultaneamente no sector oculto e no sector oficial, o aumento desta probabilidade pode levá-las a aumentarem a parte da produção dirigida ao mercado oficial [Cunill, P.O. (1992)]

da economia formal para a economia subterrânea), como, também, por esta medida ter efeitos negativos sobre o crescimento económico (ao afectar o investimento, o consumo e a poupança, pode inclusive repercutir-se numa quebra das receitas fiscais). Refira-se que o privilégio por medidas que incentivem o cumprimento das leis fiscais implica, necessariamente, maiores custos para o orçamento público, o que pode aumentar o défice. Todavia este tipo de medidas, se bem que acarretem custos superiores a curto prazo, potencialmente podem ter efeitos mais duradouros a longo prazo, desde que as inspecções e auditorias e os consequentes processos que penalizam os prevaricadores sejam conduzidos com celeridade, por forma a reforçar nos contribuintes sentimentos de justiça social e equidade de tratamento.

Apesar destas considerações, estes modelos e outros que adoptem a mesma filosofia, permitem retirar algumas conclusões importantes sobre o comportamento dos agentes económicos, como seja inferir sobre as decisões de afectação do tempo dos contribuintes.

Recentemente Thomas Lemieux, Bernard Fortin e Pierre Fréchette (1990) desenvolveram um modelo em que procuram estudar a forma como os impostos distorcem o comportamento de afectação do tempo por parte dos agentes económicos, levando-os a deslocar as suas escolhas do sector oficial para o sector subterrâneo. Neste estudo, evita-se o problema associado às preferências dos contribuintes em relação ao risco já mencionadas, embora introduzam o pressuposto de que os rendimentos auferidos no sector subterrâneo sejam uma função côncava das horas de trabalho, enquanto que no sector oficial as receitas são uma função linear. É com base nesta hipótese que concluem que as distorções são pequenas em média, mas poderão ser elevadas em certos segmentos da população mais predispostos a trabalhar no sector subterrâneo.

Uma outra corrente que se verifica na literatura sobre este fenómeno centra-se sobre as relações que se estabelecem entre a economia formal e a economia subterrânea e os possíveis efeitos da política fiscal. Surgem geralmente duas formas de modelizar o problema: ou se opta por uma estrutura macroeconómica, em que se integra o sector subterrâneo (como sucede, por



exemplo, no trabalho realizado por John Bennet (1990), que se debruça sobre o equilíbrio geral das interações entre a actividade económica subterrânea e a actividade formal, ou no estudo efectuado por Joel F. Houston (1990), que desenvolve um modelo com preços flexíveis incorporando as actividades flexíveis); ou procura-se combinar uma estrutura macroeconómica com uma análise microeconómica do comportamento dos agentes económicos, integrando-se um modelo microeconómico da oferta e procura subterrânea (como sucede, por exemplo, no recente estudo de J. J. Graafland (1990)).

A maior parte destes estudos retiram conclusões a partir de simulações, sendo unânimes em concluir que a presença de um sector subterrâneo tem importantes implicações para a condução da política fiscal e mesmo monetária dos governos, considerações, aliás, já apontadas anteriormente.

III. METODOLOGIAS para a ESTIMAÇÃO da DIMENSÃO da ECONOMIA SUBTERRÂNEA

A dimensão do fenómeno "economia subterrânea" é um assunto que, desde os finais da década de 70, tem merecido muita atenção tanto da parte das autoridades, como dos meios académicos e tem especialmente gerado muita polémica.

Se se pretender comparar as estimativas já obtidas para este fenómeno para diferentes países, vários problemas se levantam.

Por um lado, verificam-se muitas disparidades metodológicas na elaboração das contas nacionais, problema este que, na Europa, deu origem a uma directiva comunitária no sentido de os vários sistemas de contas se homogeneizarem.

Por outro lado, verificam-se diferenças entre os países relativas aos factores que influenciam a economia subterrânea, como as leis fiscais, o salário mínimo, as leis de segurança social e as regulamentações da segurança no trabalho e da poluição. Se se pretendesse comparar a dimensão do fenómeno, as estimativas deveriam ser corrigidas, por forma a integrar as diferenças referidas.

Finalmente, há um outro problema crucial, que reside no facto das estimativas existentes não serem homogéneas, isto é, são díspares as metodologias que estão na base dos valores estimados.

Se observarmos o quadro relativo à dimensão da economia subterrânea nos países da Comunidade Europeia (Quadro nº 1), verificamos que existe uma predominância dos métodos de carácter indirecto (justificada pela dificuldade na obtenção de informação directa) e que para um mesmo país e referidas a um mesmo período de tempo, surgem estimativas para economia subterrânea com valores profundamente diferentes.

QUADRO Nº 1: Economia Subterrânea na Comunidade Europeia			
País	Método	Ano	Estimativa
Bélgica	D1	1982	66% das pessoas maiores de 14 anos participam activamente no mercado negro do trabalho

– continua na página seguinte –

QUADRO N° 1 (continuação): Economia Subterrânea na Comunidade Europeia			
Pais	Método	Ano	Estimativa
Bélgica			--continuação--
	I2	1980	15,2% PNB
	I2	1982	20,8% PNB
	I2	1985	17,5% PNB
	I5	1975	1,8% PIB
	I7	1965-78	18,6-18,9% RN (11% PNB)
Dinamarca	I8	1978	12,1 % PNB
	I6	1964-65	12,4% PNB
		1970-71	10,0% PNB
		1974-76	6% PNB
I8	1978	11,8% PNB	
Espanha	DI	1985	27,1% da população empregada
	I1	1979	33% PIB
	I2	1979	22,9% RN
	I3	1981	2,3% PIB
	I7	1980	13,2% PIB
	I8	1978	6,5% PIB
	I9 - D	1980	9,6-11,3% PA (mínimo)
França	I2	1981	6,3-6,7% PIB
	I7	1965	23,2% PNB
	I8	1978	9,4 % PNB
	I9 - P	1980	6-7 % PNB
		1980	8 % PA
Grécia	I1	1984	28,6% PNB
	I5	1984	30,2% PNB
Holanda	I4	1984	12,7% PNB
	I5		> 5% PIB
	I8	1978	9,6 % PNB
Irlanda	I1	1975-83	6% PIB
	I5	1979	0,5% PNB
	I8	1972	7,2% PN
Itália	DI	1976	13,9% PNB
		1978	22% PNB
		1982	20,6% PNB
		1982	15,4% PNB
	I3	1968-76	9,6 - 30,1% PNB
	I5	1968-78	15% PNB (na indústria)
	I7	1981	20,2% PNB
	I8	1978	11,4% PNB
	I9	1977	25 - 33% PNB
	I9	1977	25% PA (6-20% PNB)
	I9-D	1977	13% PE
	I9-D	1974	10% PE
	I9	1975	25% PE
	D1-I9	1975	7,5% das pessoas entre 17-70 anos (10% PE)
Portugal	I9	1980	10 - 20% PNB
	I9	1977	17 - 20% PE (14 - 20% PNB)
Portugal	I2	1981	11,2% PNB
	I3	1981	22% PNB
	I9-D	1981	16,9% PE (indústria)
R. F. Alemã	D1	1974	3,6% PNB
	E1		2% PNB
			--continua--

QUADRO Nº 1 (continuação): Economia Subterrânea na Comunidade Europeia

Pais	Método	Ano	Estimativa
R. F. Alemã			--continuação--
	I1	1979	3,7 - 2,1% PNB
	I2	1965	4,3% PNB
	I2	1976	12,1% PNB
	I2	1980	10,3% PNB
	I2	1980	11% PNB
	I4	1965	3% PNB
	I4	1980	27,5% PNB
	I6	1965	15% PNB
	I6	1974	4,8% PNB
	I6	1968	8,9% PNB
	I8	1978	8,6% PNB
	I9	1965-80	17 - 35 % PE potencial / PE observada
Reino Unido	D2		4 - 7,2% PE
	E1	1971	7,5% PIB
	E1	1978	4,6% PIB
	E1	1978	3% PIB
	I2	1974	2% PNB
	I2	1983	14,5% PIB
	I3	1952-79	34 - 7,2% PNB
	I4	1974	22% PNB
	I4	1979	15% PNB
	I5	1978	2,5 - 2,9% PNB
	I5	1970-79	0,8 - 1,9% PIB
	I6	1978	2,5 - 3,9% PIB
	I6	1978	3,3% PIB
	I6	1983	30% PNB
I8	1978	8% PNB	

LEGENDA:

- métodos directos: D1, inquéritos directos
- métodos indirectos: I1, não identificado; I2, procura de moeda (Tanzi, ou variações); I3, procura de moeda (Gutmann); I4, transacções (Feige); I5, macroagregados de contabilidade nacional; I6, rendimento fiscal; I7, fiscalização (auditorias, etc...); I8, causal; I9, mercado de trabalho; P- rácios de participação no mercado de trabalho; D- inquéritos indirectos ou derivados de outros métodos (métodos especulativos); E1- notas em circulação
- siglas: PIB- Produto Interno Bruto; PNB- Produto Nacional Bruto; PA- População Activa; PE- População Empregada; RN- Rendimento Nacional

FONTE: Banco de Fomento Nacional (1989), "Notas e Comentários Económicos: A economia Subterrânea na C.E.E.", *Boletim Informativo do B.F.N.*, Nº 11/12, Lisboa

No quadro, é visível a variedade de métodos que existem. De acordo com Edgar Feige (1990), existem fundamentalmente três grandes tipos de informação a que o investigador pode aceder: informação casuística, ou seja, relativa ao funcionamento e prática de actividades subterrâneas específicas; informação reunida através dos chamados métodos directos, isto é, procura-se apurar o número de participantes na economia subterrânea e as actividades a que se dedicam; informação obtida através dos chamados métodos indirectos, onde se procura inferir sobre a dimensão do fenómeno através dos rastros que deixa nas estatísticas oficiais. Todos estes

tipos de informação são relevantes, possuindo vantagens e inconvenientes, o que tem gerado muita controvérsia.

Os dados casuísticos podem constituir um importante guia qualitativo para levantar novas hipóteses de investigação, quer sobre a frequência, quer sobre a natureza, quer sobre os processos em que estas actividades se desenvolvem. Evidentemente que, por se referir a dados particulares, este tipo de informação não pode ser tratada através dos procedimentos matemáticos dos métodos quantitativos, o que não implica que a sua importância seja menor. Exemplos deste tipo de informação são as notícias que aparecem diariamente nos jornais relativas a trabalho infantil ou a distribuição e produção de estupefacientes, ou o estudo efectuado por Hernando de Soto (1989).

A informação relativa aos métodos directos, por ser uma abordagem de natureza microeconómica, tem a vantagem de permitir recolher informações detalhadas sobre a estrutura e composição da força de trabalho e das empresas que participam nas actividades subterrâneas. Contudo, possui o inconveniente das suas estimativas poderem ser enviesadas, quer por não serem inquiridos os indivíduos que realmente incorrem nestas práticas, quer por estes negarem que se dedicam a estas actividades. Outras desvantagens residem no facto de apenas se obterem estimativas pontuais (e não temporais sobre a sua evolução) e no seu custo elevado (pois a elaboração dos inquéritos e a sua realização são dispendiosas e morosas).

Os métodos mais referidos para obtenção de informação de natureza microeconómica são, principalmente, as auditorias aos impostos e as amostras através de inquéritos.

As auditorias aos impostos têm sido usadas como um indicador da economia subterrânea, apesar de se associarem, sobretudo, à evasão fiscal, que, como já se referiu, não corresponde a uma grandeza idêntica à da economia subterrânea. Refira-se que, a estimativa obtida desta forma pode ser consirada como o limite inferior da evasão fiscal, pois é impossível detectar os rendimentos, caso estes não sejam registados por os pagamentos serem efectuados em moeda corrente.

O segundo processo referido, isto é, recorrer a amostras da população e inquirindo-as tem importantes vantagens, dado que as actividades ocultas são medidas directamente. Carl Koopmans argumenta que «*a well-designed survey can trace activities not found in tax audits*»⁵². Muitos têm sido os estudos que recorreram a esta metodologia, como por exemplo, Van Eck e Kazemier (1988)⁵³, Ingemar Hansson (1989)⁵⁴, Arne Jon Isachsen e Steiner Strøm (1989), Joachim Merz e Klaus G. Wolff (1993), Carl Koopmans (1994), Lemieux e outros (1994).

Um dos grandes problemas associado à realização de inquéritos diz respeito à reduzida taxa de participação dos indivíduos interrogados. Edgar L. Feige, inclusive afirma que «*non response rates for sensitive survey questions are often 20–40% of the number of individuals contacted*»⁵⁵, o que sugere a possibilidade dos resultados serem substancialmente enviesados, caso os indivíduos que não respondem se dediquem a actividades subterrâneas.

Apesar desta apreensão, que se pode sempre verificar, existe um conjunto de técnicas que são usadas no sentido de prevenir ou reduzir o enviesamento das respostas.

Uma das técnicas pode ser a criação de situações em que o sujeito interrogado esteja disposto a ser franco, o que pode ser conseguido, quer através de entrevistas a conhecidos, quer recorrendo a entrevistas cara a cara em que se aumenta o envolvimento do inquirido (o questionário efectua uma abordagem gradual por forma a minorar os sentimentos de receio ou culpa do inquirido). Refira-se que Robert Van Eck e Brught Kazemier (1988) argumentam que «*the gradual face to face method yielded the highest magnitude of hidden activities*».

Uma outra técnica usualmente utilizada tem a ver com a criação de situações em que os investigadores não possam relacionar a informação obtida com os prevaricadores. Usualmente, cria-se uma situação desta natureza com inquéritos a consumidores, inquéritos anónimos através do correio ou técnicas especiais de elaboração de questionários (concebidos de modo a assegurar

⁵² Koopmans, Carl C. (1994), pag. 576

⁵³ Van Eck, Robert e Kazemier, Brught (1988) [os autores ensaiam vários métodos]

⁵⁴ Hansson, Ingemar (1989), pag. 219-237 [o autor ensaia vários métodos]

que o inquirido não possa ser ligado às respostas dadas).

Como a possibilidade de o entrevistado negar a sua participação persiste sempre, uma das desvantagens habitualmente atribuídas a este tipo de informação é o facto de subestimarem a dimensão do fenómeno.

Uma abordagem alternativa, tradicional na literatura, reside no recurso a fontes de informação macroeconómica (indicadores económicos) a partir dos quais se retiram informações sobre o desenvolvimento da economia subterrânea ao longo do tempo, encontrando-se nesta característica uma das suas principais vantagens, isto é, permitir a obtenção de estimativas tanto da dimensão como do crescimento da economia subterrânea. Outra vantagem destes métodos advém do seu menor custo relativamente aos métodos ditos directos.

São os métodos indirectos que têm gerado maior polémica, uma vez que dão origem a estimativas muito díspares da dimensão do fenómeno (veja-se o quadro nº1) e que se apontam deficiências estruturais aos mesmos. A grande desvantagem destes métodos deriva do facto de os mesmos requererem um pequeno conjunto de pressupostos muito fortes, cuja razoabilidade é polémica. A obtenção de informação de forma indirecta pode ser subdividida em três grandes abordagens: o método das discrepâncias; o método da variável não observada; os chamados métodos monetários.

Uma das formas do primeiro método indirecto referido, avalia o rendimento oculto a partir da diferença entre duas estimativas do Produto Nacional Bruto. Atendendo a que na maior parte dos países da OCDE, o PNB é obtido com base nas despesas e no Rendimento e que, habitualmente, as estatísticas das contas nacionais mostram que as despesas são superiores ao rendimento, então pode-se encarar esta "discrepância inicial" como parte da economia subterrânea.

⁵⁵ Feige, Edgar L. (1994), pag. 994

Todavia, uma vez que as duas estimativas usadas são sensivelmente da mesma dimensão, «*the relative error of the difference can be very large*»⁵⁶.

Por outro lado, este método apenas será exequível se as duas estimativas usadas forem obtidas de forma independente, isto é, uma delas é afectada pela actividade subterrânea, enquanto que a outra não é enviesada. Contudo, o que na realidade sucede é que ambas as estimativas são afectadas por este tipo de actividades, embora de formas diferentes, pelo que o que se acaba por estimar é a diferença entre as abordagens e não a verdadeira magnitude do fenómeno.

Outra forma desse método consiste em determinar a discrepância entre os valores oficiais e reais da taxa de participação da força de trabalho. Assim sendo, um declínio da participação da força de trabalho na economia oficial (esta participação assume-se como constante ao longo do tempo) pode ser interpretada como um indicador do aumento das actividades na economia subterrânea, *ceteris paribus*. Contudo, deste método resultam estimativas muito fracas, dado que as discrepâncias podem ter outras causas para além do aumento da actividade subterrânea e, adicionalmente, os agentes económicos podem, simultaneamente, ter um emprego na economia oficial e trabalhar na economia paralela.

O método da variável não observada foi introduzido por Bruno S. Frey e Hannelore Weck-Hanneman (1984). Esta abordagem assenta na ideia de que a economia subterrânea pode ser tratada como uma variável não observada que é influenciada por várias causas (como a carga fiscal ou a regulamentação) e onde simultaneamente a economia subterrânea afecta outras variáveis macroeconómicas, que podem ser encaradas como indicadores deste fenómeno (como, por exemplo, a taxa de participação do trabalho oficialmente medido, ou a média de horas de trabalho oficiais). A dimensão da economia subterrânea pode ser estimada realizando uma análise com variação dos factores baseada em dados de secção cruzados (*cross section data*) para: i) as várias variáveis que afectam a dimensão desconhecida do fenómeno; ii) as várias variáveis indicadoras

⁵⁶ Koopmans, Carl C. (1994), pag. 577

que reflectem alterações da dimensão destas actividades. Se os dados necessários estiverem disponíveis, esta abordagem tem a vantagem de permitir levar em consideração, simultaneamente, as múltiplas causas que influenciam a economia subterrânea e os múltiplos efeitos que este fenómeno tem sobre os indicadores económicos. Embora original, este método revela grandes insuficiências⁵⁷, sobretudo pelo facto de não ser clara a forma de interpretar o valor alcançado. Helberger e Knepel afirmam que *«it could be, for instance that they have measured the development of the welfare state»*.

Os chamados métodos monetários são, de entre os métodos indirectos, os que maior controvérsia têm gerado, sobretudo por originarem estimativas muito voláteis. A adopção desta metodologia advém do facto de ser extremamente razoável admitir que a maioria das transacções escondidas são realizadas sob a forma de pagamentos em moeda corrente, por forma a não ficarem rastros observáveis pelas autoridades governamentais. Atendendo a este pressuposto, é plausível que um aumento da dimensão da economia subterrânea provoque um aumento da procura de moeda.

O primeiro investigador a utilizar esta hipótese para estimar a dimensão do fenómeno foi Peter Gutmann (1977). O método construído por este autor tem as suas raízes num trabalho efectuado por Philip Cagan em 1958, em que este investiga a relação entre a moeda corrente e a oferta total de moeda. Gutmann introduz uma alteração ligeira na forma de especificação, passando a focar a sua atenção na relação entre a moeda corrente e os depósitos. Os resultados estimados foram surpreendentes, atraindo a atenção dos mass media e, em última análise, estimulando a investigação neste campo (era a primeira vez que se procurava quantificar a economia subterrânea e relacionar essa grandeza com a economia oficial).

Esta metodologia foi aplicada a Portugal por J. Albano Santos (1983).

⁵⁷ Para uma crítica a este método ver Helberger, Christof e Knepel, Helmut (1988).

O método de Gutmann partia de três pressupostos muito fortes, que aliás vão constituir os pontos vulneráveis desta metodologia: i) assumia que todos os pagamentos eram efectuados em moeda corrente, o que apesar de ser criticável (dado que os cheques constituem um substituto da moeda em circulação), é plausível; ii) pressupunha um período base (escolheu o período 1937-41) em que admitia, grosso modo, a inexistência de actividades subterrâneas, pois considerava o valor médio do rácio circulação monetária-depósitos como o valor normal dessa razão, o que tem efeitos sobre as estimativas finais (se outro período base fosse escolhido, os valores estimados seriam distintos); iii) supunha que qualquer aumento aparente no rácio no período posterior seria causado por um aumento nas actividades subterrâneas, o que se veio a revelar uma hipótese errada, dado que os aumentos se deviam não a variações da moeda em circulação, mas ao facto de a procura de depósitos se ter reduzido em virtude do aparecimento de novos produtos financeiros seus concorrentes. Existe ainda uma crítica, aliás generalizada a todos os métodos, que reside no facto de se assumir que a velocidade de circulação da moeda é idêntica para as actividades oficiais e subterrâneas⁵⁸.

Edgar L. Feige (1979) propôs uma outra metodologia, partindo do princípio de que as actividades subterrâneas são efectuadas tanto em moeda corrente como por cheque, pelo que seria necessário ter uma medida que combinasse as transacções efectuadas de ambas as formas. Este investigador encontrou essa medida no total das transacções realizadas na economia. Assim sendo, recorrendo à equação de Fisher, $M.V=P.T$, e não sendo possível apurar o total de transacções através do termo $P.T$ (parte dele é oculto), Feige sugere mensurar $M.V$, combinando o volume total de depósitos (multiplicado pela respectiva velocidade) com o volume total de moeda em circulação (vezes a sua velocidade), e relacionando esta informação com o PNB. Também esta metodologia, que no fundo é uma variante do método de Gutmann, parte de um conjunto de pressupostos muito fortes, e que foram extremamente criticados, como sejam as hipóteses relativas

⁵⁸ Esta questão é ainda muito controversa, como o admite Greenfield, Harry I. (1993), pag. 27.

ao ano base (correspondendo ao período em que se admite não existirem actividades subterrâneas), à existência de um rácio de transacções "normal" e à velocidade de circulação da moeda. Os resultados obtidos por Feige foram ainda mais sensacionais do que os de Gutmann, pois não só para o ano de 1976 obtinha uma estimativa para a dimensão do fenómeno nos Estados Unidos(22%), que era mais do que o dobro da estimativa de Gutmann (9,4%) como em 1978 determinava em 33% a dimensão do fenómeno, o que lançou muitas dúvidas sobre a razoabilidade deste método.

Vito Tanzi⁵⁹ propôs uma terceira forma de proceder à estimação deste fenómeno, ainda atendendo às estatísticas monetárias. Tanzi assume que o excesso da procura de moeda, que não é explicado por factores convencionais (ou "normais"), é atribuído ao aumento da carga fiscal. Por forma a isolar o "excesso" de procura de moeda devido à "economia sombra", a equação da Procura de Moeda é estimada econometricamente ao longo do tempo, enquanto se controlam todos os factores convencionais tais como o crescimento do rendimento, os hábitos de pagamento e as taxas de juro, e simultaneamente se inclui, na referida equação, a carga fiscal. Os valores da dimensão e crescimento da economia subterrânea são calculados comparando as diferenças entre o crescimento da moeda quando a carga fiscal é mantida no seu nível mais baixo e o crescimento da procura de moeda quando se considera a carga fiscal real.

Esta nova metodologia veio permitir perspectivar o problema de outra forma, ao fazer depender a dimensão do fenómeno de factores explicativos que não simplesmente as alterações das transacções, sendo por isso mais precisa do que as anteriores. Contudo, de novo se verifica a dependência da hipótese de os pagamentos serem exclusivamente realizados em moeda corrente, embora este seja um modelo mais flexível do que os anteriormente propostos, uma vez que não depende do pressuposto da constância do rácio circulação monetária/depósitos. Outra crítica a esta

⁵⁹ Tanzi, Vito (1983) Este trabalho apresenta uma crítica detalhada dos dois métodos anteriormente referidos, sendo interessante estudar as críticas apresentadas ao método Tanzi por Edgar L. Feige (1986), J. J. Thomas (1986) e Ben-Zion Zilberfarb (1986) e a resposta a estes comentários de Vito Tanzi (1986)]

metodologia, deriva do facto de apenas se considerar uma causa (a carga fiscal) para o aumento da economia subterrânea, pelo que é provável a subestimação do fenómeno.

O modelo de Tanzi é, de entre as metodologias indirectas, a que mais se generalizou, sendo muitos os estudos, sobretudo na primeira metade da década de 80, que a adoptaram, como por exemplo, os trabalhos realizados por Mirus e Smith (1994) ou Philippe Barthelemy (1989). Em Portugal, esta foi a metodologia adoptada, com algumas modificações, nos trabalhos efectuados por Maria do Rosário Cocco e Emanuel Augusto Santos (1984), IDG (1985), João Confraria (1986) e Natércia A. A. S. Godinho Mira (1987).

João Confraria (1988) apresenta uma crítica sucinta às hipóteses implícitas na metodologia de Tanzi sobre o comportamento dos contribuintes que fogem aos impostos, mostrando que tais hipóteses não são justificadas nem pela análise teórica nem pela evidência empírica existente sobre evasão fiscal. Nesse mesmo trabalho, Confraria, sugere ainda certo ceptimismo sobre as estimativas de evasão fiscal obtidas através destes métodos, dados os problemas específicos associados à sua aplicação a Portugal.

A metodologia proposta por Tanzi tem sido desenvolvida por outros investigadores, que procuram outras causas possíveis para explicar este fenómeno. Joel F. Houston (1987) procurou acrescentar outras possíveis variáveis explicativas, para além da carga fiscal, como por exemplo as taxas de inflação e os níveis de cumprimento das leis fiscais.

Num trabalho recente sobre a Tanzania, realizado por Bagachwa e Naho (1995 e 1994), recorreu-se ao método proposto por Tanzi, introduzindo-se uma alteração na especificação da função da procura de moeda. Os autores procuraram incluir o efeito Mitchell-Hawtry, de acordo com o qual dois outros factores influenciam o uso relativo de moeda corrente: relativamente mais moeda é necessária por unidade de transacção, nas transacções a retalho; o aumento da fracção de rendimentos salariais relativamente à totalidade dos rendimentos deve resultar num aumento do uso da moeda corrente.

Estes são as formas tradicionais de investigar a dimensão da economia subterrânea. É certo que todos os métodos têm desvantagens, e que enquanto as desvantagens dos métodos directos residem na implementação dos mesmos, as desvantagens dos métodos indirectos têm um cariz mais estrutural. É em virtude deste facto que alguns autores se inclinam para uma posição extrema, quando defendem o abandono total dos métodos indirectos, em especial dos métodos monetários, afirmando que «*the use of monetary methods should continue to be a thing of the past*»⁶⁰ e que «*in order to take hidden economy research further than simple macro-economic size figures, direct measurements are needed*»⁶¹.

⁶⁰ Koopmans, Carl C. (1994), pag. 577

⁶¹ Koopmans, Carl C. (1994), pag. 577

IV. AVALIAÇÃO DA ECONOMIA SUBTERRÂNEA RECORRENDO A MÉTODOS ECONOMETRÍCOS

A metodologia que se irá empregar para avaliar a dimensão da economia subterrânea, embora se apoie em dados macroeconómicos para realizar a estimação, não segue as correntes tradicionais descritas no ponto anterior.

O processo que se utiliza foi desenvolvido por Dilip K. Bhattacharyya⁶² e, contrariamente aos modelos anteriormente propostos, não recorre a variáveis fiscais, procurando antes extrair informação sobre este fenómeno a partir das variáveis observáveis. Uma das vantagens deste modelo resulta exactamente desta característica, pois é possível testar teorias sobre a evasão fiscal sem que se fique condicionado pelas variáveis em estudo (como sucedia com os anteriores processos de estimação).

Tal como nas anteriores metodologias, este processo de estimação continua dependente do facto de se assumir que as transacções realizadas na economia subterrânea são exclusivamente efectuadas em moeda corrente. É por este motivo que, à semelhança das restantes modelizações indirectas, o fenómeno pode ser subavaliado, uma vez que se recorre à moeda em circulação para efectuar a estimação, e sabe-se que existem actividades subterrâneas que não envolvem pagamentos em moeda corrente (como por exemplo, o caso das actividades "*do-it-yourself*", das trocas de géneros entre empresas ou da pirataria de software).

A opção por este modelo resulta do facto de, para Portugal, já terem sido utilizadas outras metodologias⁶³, pelo que será interessante comparar os resultados obtidos através de um novo processo, até porque os métodos indirectos anteriormente propostos são objecto de inúmeras críticas.

⁶² Bhattacharyya, Dilip. K. (1989), (1990) e (1996)

⁶³ Os trabalhos de Santos, J. Albano (1983), Cocco, Maria Rosário e Santos, Emanuel Augusto (1984), IDG (1985), Confraria, João (1986) e Mira, Natércia A. A. S. Godinho (1987).

1. Exposição do Modelo Desenvolvido por D.K. Bhattacharyya Integrando a Economia Subterrânea

Em seguida, passar-se-á a descrever a metodologia proposta por Dilip K. Bhattacharyya nos trabalhos já referidos.

1.1. A procura de moeda e a economia subterrânea

Seguindo o trabalho de Dilip Bhattacharyya, poderemos estabelecer a interrelação entre a economia subterrânea e a procura de moeda efectuando os seguintes pressupostos:

a) as transacções da economia subterrânea são efectuadas exclusivamente em moeda corrente;

b) a procura de moeda em circulação possui duas componentes distintas, isto é, a procura consequente da economia oficial e a procura que resulta da economia subterrânea:

c) o conjunto das variáveis explicativas das variações da procura de moeda em circulação pela economia oficial é completo e exaustivo;

d) não há nenhum erro de especificação funcional na procura de moeda em circulação pelo sector oficial da economia.

Atendendo às hipóteses agora indicadas, a procura total de moeda em circulação no período t , M_t , pode ser expressa do seguinte modo:

$$M_t = M_{Ot} + M_{St}, \quad (1)$$

sendo M_{Ot} e M_{St} a procura de moeda em circulação, respectivamente, da economia oficial e da economia subterrânea.

Note-se que se supõe que o stock de moeda em circulação é determinado pela procura, de forma que a oferta de moeda se ajusta meramente à procura.

Atendendo a que se procura avaliar a dimensão das actividades subterrâneas e o modo como o fenómeno evolui durante o período em análise, centrar-nos-emos sobre a procura de moeda em circulação a longo prazo.

Partindo da teoria dos encaixes monetários óptimos ("optimal cash balance theory") e supondo que a relação funcional existente é do tipo exponencial, Bhattacharyya define a equação para a procura de moeda em circulação para o sector oficial do seguinte modo:

$$M_{Ot} = \alpha \cdot Y_{Ot}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda} \cdot e^{F(L)u_t}, \quad (2)$$

onde M_{Ot} é definido como anteriormente, Y_{Ot} é o rendimento oficial, I_t é uma taxa de juro de curto prazo e P_t é o índice de preços no consumidor. Note-se que α , β , γ e λ são parâmetros e $F(L)$ é um polinómio com operador no lag L .

Relativamente ao modelo acima, assume-se ainda que:

$$E(u_t) = 0 ; E(u_t u_s) = \sigma^2 \quad \text{para } t = s \text{ e zero caso contrário.}$$

A procura de moeda em circulação pelo sector subterrâneo é especificada de forma diferente da relativa à economia oficial. Atendendo a que Bhattacharyya levanta a hipótese de que por cada libra esterlina transaccionada no sector subterrâneo será acrescentado uma libra esterlina à economia subterrânea, a procura de moeda corrente é expressa do seguinte modo:

$$M_{St} = Y_{St}^{\kappa} + \omega_t, \quad (3)$$

onde Y_{St} é uma medida da economia subterrânea e ω_t é o termo aleatório que satisfaz as seguintes hipóteses:

$$E(\omega_t) = 0 ; E(\omega_t \omega_s) = \sigma_{\omega}^2 \quad \text{para } t = s \text{ e zero caso contrário.}$$

Assume-se ainda que $E(u_t \omega_s) = 0$ para quaisquer t e s . O parâmetro κ é desconhecido, embora se espere que seja próximo de unidade.

Note-se que Bhattacharyya afirma que a não inclusão das variáveis preço e taxa de juro na especificação da equação 3 não tem significado especial no estudo empírico que efectua.

As variáveis M_{O_t} , M_{S_t} e Y_{S_t} não são observáveis individualmente, embora $M_{O_t} + M_{S_t}$ seja observável. Contudo, combinando as equações 2 e 3, a equação 1 vem:

$$M_t = \alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda \cdot e^{F(L)u_t} + Y_{S_t}^\kappa + \omega_t \quad (4)$$

Linearizando a equação 4 e expandindo em série de Taylor utilizando termos lineares, o modelo vem:

$$m_t = \ln \alpha + \beta y_{O_t} + \gamma i_t + \lambda p_t + F(L) u_t + (Y_{S_t}^\kappa + \omega_t) / (\alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda \cdot e^{F(L)u_t}) \quad (5)$$

onde o logaritmo das variáveis Y_{O_t} , I_t e P_t é representado pelas respectivas letras minúsculas em itálico. Assumindo que $\varepsilon_t = F(L)u_t$, o termo aleatório da equação 5 pode ser reescrito do seguinte modo:

$$\varepsilon_t + \omega_t / f(.) \quad , \text{ com } f(.) = \alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda \cdot e^{F(L)u_t} \quad (6)$$

Dado o pressuposto de independência entre u_t e ω_t , os termos aleatórios ε_t e ω_t são também independentes entre si. Demonstra-se que a estrutura aleatória 6 é aproximadamente⁶⁴:

$$\varepsilon_t + u_t \quad , \quad (7)$$

com $E(\varepsilon_t) = E(u_t) = 0$; $E(u_t, u_s) = \sigma_u^2$ para $t = s$ e zero caso contrário; $E(\varepsilon_t, u_s) = 0$ para quaisquer t e s . Por definição, ε_t tem uma estrutura autoregressiva cuja ordem depende do operador do polinómio $F(L)$. Assume-se que $E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2$. Assim sendo a equação 5 pode ser reescrita do seguinte modo:

$$m_t = \ln \alpha + \beta y_{O_t} + \gamma i_t + \lambda p_t + Y_{S_t}^\kappa / (\alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda \cdot e^{F(L)u_t}) + \varepsilon_t + u_t \quad (8)$$

Verifica-se que a equação (8) tem uma especificação híbrida bastante diferente da especificação standard utilizada na literatura para a procura de moeda. Em particular, é de notar que não se trata de um modelo de elasticidade constante e que as elasticidades de curto prazo da procura de moeda relativamente à taxa de juro, ao nível de preços e ao rendimento total (da economia oficial mais o da economia subterrânea) são as seguintes:

1. elasticidade taxa de juro da procura de moeda em circulação:

$$\mu_{mr} = \beta \cdot (1 - Y_{st}^{\kappa}) / (\alpha \cdot Y_{ot}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) \quad (9a)$$

2. elasticidade preço da procura de moeda em circulação:

$$\mu_{mp} = \gamma \cdot (1 - Y_{st}^{\kappa}) / (\alpha \cdot Y_{ot}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) \quad (9b)$$

3. elasticidade rendimento da procura de moeda em circulação:

$$\mu_{my} = \beta \cdot (\partial y_{ot} / \partial y_t) + [Y_{st} / (\alpha \cdot Y_{ot}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda})] [\kappa \cdot (\partial y_{st} / \partial y_t) + \beta \cdot (\partial y_{ot} / \partial y_t)] \quad (9c)$$

É importante notar que, para este modelo,

$$(\partial m_{ot} / \partial p_t) > 0 \text{ não implica que } (\partial m_t / \partial p_t) > 0$$

$$\text{e que } (\partial m_{ot} / \partial r_t) < 0 \text{ não implica que } (\partial m_t / \partial r_t) < 0.$$

Assim sendo, as estimativas obtidas para os parâmetros do modelo poderão ter sinais que contradizem o sentido convencional.

1.2. Utilização de *RESET-Proxies Modificadas* e referências à implementação empírica da metodologia

O modelo especificado através da equação (8) apenas pode ser estimado se Y_{st} for uma variável observada. Contudo, a medida da economia subterrânea não é observável de qualquer forma prática. Assim sendo, se se estimasse o modelo excluindo a variável Y_{st} , o termo aleatório teria uma média não nula.

Um dos testes utilizados para este tipo de erro de especificação é o procedimento RESET (Regression Specification Error Test) sugerido por James B. Ramsey. De acordo com Ramsey, existe um conjunto de variáveis que podem servir de indicadores para a média não nula, sendo tais variáveis *proxy* concebidas por forma a imitar os efeitos das variáveis omitidas. Thursby e Schmidt (1977) concluem, através de um estudo de Monte Carlo, que o conjunto de variáveis mais

⁶⁴ A derivação deste resultado encontra-se disponível em Bhattacharyya (1989).

conveniente para este fim, isto é, que na sua globalidade produzem melhores resultados neste teste, se baseia num polinómio de grau quatro das variáveis explicativas incluídas.

De acordo com as hipóteses indicadas anteriormente, a única variável desconhecida no modelo é Y_{St} . Assim sendo, considera-se que se podem tomar como estimativas para Y_{St} , as variáveis RESET, concebidas por forma a imitar o comportamento desta variável desconhecida. Repare-se que, sem ter preocupações de rigor matemático, se pode afirmar que se X_1 e X_2 são duas variáveis explicativas num modelo de regressão e se o valor esperado condicionado de X_2 dado X_1 é uma função não linear de X_1 (ou seja, se $E(X_2 | X_1) = g(X_1)$), então, se se utilizar a *proxy* $g(X_1)$ para X_2 , obtêm-se estimativas assintóticas aceitáveis para os parâmetros do modelo. Este resultado justifica a abordagem prosseguida.

A forma particular da *proxy* Reset, atendendo aos resultados de Thursby e Schmidt, usada nos estudos de Bhattacharyya é a seguinte:

$$\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{O_t}^i + \text{termo aleatório} \quad (10)$$

Substituindo a *proxy* definida na equação 10 na equação 8, a equação que poderá ser estimada será:

$$m_t = \ln \alpha + \beta y_{O_t} + \gamma i_t + \lambda p_t + \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{O_t}^i \right)^c / (\alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda) + \varepsilon_t + u_t, \quad (11)$$

As estimativas para α_i ($i=2,3$ e 4) serão obtidas ajustando o modelo aos dados observados através do método dos mínimos quadrados não linear. Assim sendo, a estimativa para a "economia oculta" vem:

$$\hat{Y}_{St} = \sum_{i=2}^4 \hat{\alpha}_i \cdot Y_{O_t}^i, \quad (12)$$

e o desvio padrão (D.P.) de \hat{Y}_{St} é:

$$\text{D.P. de } (\hat{Y}_{St}) = \left[\sum_{i=2}^4 \sum_{j=2}^4 \text{cov}(\hat{\alpha}_i, \hat{\alpha}_j) \hat{Y}_{O_t}^i \hat{Y}_{O_t}^j \right]^{1/2}, \quad (13)$$

onde $\hat{\alpha}_i$ são estimativas de α_i , para $i=2,3$ e 4. Note-se que os desvios padrão são determinados pressupondo que a variável Y_{st} é exógena, na medida em que para uma dada amostra é fixa.

Bhattacharyya efectua a aplicação do modelo ao caso do Reino Unido. No estudo apresentado no *The Economic Journal*, vol. 100, o autor decide introduzir variáveis *dummy* a partir de 1973, argumentando que a quebra estrutural provocada pelo choque petrolífero vem alterar a sensibilidade das respostas das variáveis rendimento, tanto oficial como oculto, à variável moeda em circulação (o período sobre o qual se debruça é relativamente vasto (1960-1984)). Contudo, mais tarde⁶⁵, quando o autor reestima o modelo, opta pela não inclusão de variáveis *dummy*, sem, aparentemente, efectuar testes estatísticos que justifiquem quer a sua inclusão quer exclusão.

Por outro lado, como o objectivo principal do estudo é obter estimativas fiáveis para α_i ($i=2,3$ e 4), a estrutura dinâmica do modelo é incorporada no termo aleatório. O procedimento de estimação que Bhattacharyya emprega é semelhante ao método de estimação em dois passos de Durbin, procedimento este que produz estimativas consistentes para os parâmetros do modelo. Assim sendo, Bhattacharyya obtém as estimativas finais a partir da equação:

$$m_t = \ln \alpha + \beta \cdot y_{\alpha t} + \gamma \cdot i_t + \lambda \cdot p_t + \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{\alpha t}^i \right)^{\kappa} / (\alpha \cdot Y_{\alpha t}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) + \theta \cdot \varepsilon_{t-1} + u_t, \quad (14)$$

onde ε_t é o residuo do t-ésimo período obtido após estimar a equação 13 através do método dos mínimos quadrados não lineares. Dado que o grau do polinómio $F(L)$ é desconhecido *a priori*, Bhattacharyya tentou desfaseamentos de ordem mais elevada, antes de optar pela especificação final. Bhattacharyya escolhe as estimativas finais para os parâmetros e para a "economia oculta" somente quando estas satisfazem os seguintes testes diagnósticos:

i) se não houver evidência da presença de autocorrelação nos resíduos, de acordo com o teste do Multiplicador de Lagrange;

⁶⁵ Bhattacharyya (1996).

ii) se se verificar a inexistência de heterocedasticidade condicional autoregressiva nos resíduos (ARCH), testada pela regressão do quadrado dos resíduos nos quadrados dos resíduos desfasados;

iii) se os resíduos se comportarem como ruído branco, de acordo com o teste F baseado na regressão dos resíduos correntes nas variáveis desfasadas do modelo;

iv) se os rácios dos parâmetros estimados pelos respectivos desvios padrão forem suficientemente grandes;

v) se o modelo tiver uma boa capacidade predictiva;

vi) se o critério DA for próximo de zero (trata-se de um teste que foi concebido por Bhattacharyya⁶⁶).

Em traços gerais, procuraremos aplicar ao caso Português a metodologia acima descrita, optando-se pelo modelo que satisfizer os testes que descreveremos mais tarde.

2. Os Dados Utilizados e Considerações sobre a Aplicação desta Metodologia a Portugal

Os dados utilizados neste estudo, que se encontram listados no Anexo 1, são trimestrais, para o período 1978(I) -1994(IV). Estes dados referem-se às seguintes variáveis:

M: moeda em circulação fora dos bancos comerciais;

P: índice de preços no consumidor, base 1991=100;

Y: Produto Interno Bruto a preços correntes;

i: taxa de juro dos depósitos a prazo de 6 meses antes de impostos.

⁶⁶ O teste encontra-se descrito em Bhattacharyya, Dilip. K. (1990) e foi concebido por forma a identificar as melhores estimativas dos parâmetros de interesse no processo de estimação em dois passos utilizado pelo autor, isto é, pressupondo que os erros são autoregressivos.

A disponibilidade de dados trimestrais leva-nos a restringir o período em análise aos anos acima referidos, o que, *a priori*, restringe a comparação dos resultados a obter para a dimensão da economia subterrânea com os obtidos através de outras metodologias, cujas conclusões têm por base valores anuais e reportam-se às décadas de 60 e 70, princípios dos anos oitenta.

Optou-se pelo PIBpm como variável rendimento. É conveniente tornar a referir que a forma de avaliação do PIB sofreu uma alteração a partir de 1986, o que tem consequências na comparabilidade entre os dados relativos a esta variável antes e depois daquela data. Provavelmente será conveniente testar a imposição de uma quebra estrutural no início de 1986, não só por este motivo, mas também em virtude da integração de Portugal na Comunidade Europeia.

Para a variável preço adoptou-se o IPC (base 1990=100).

Relativamente à opção pela taxa de juro indicada, é de referir que este é um bom indicador, «*dado possuir uma correlação elevada com as taxas de juro para depósitos a prazos inferiores*»⁶⁷.

Antes de passarmos à aplicação do modelo, é conveniente discutir algumas questões associadas a esta metodologia e que poderão estar na base das dificuldades encontradas em efectuar a sua aplicação a Portugal.

Através deste método, o que se procura estimar é a parte omitida do PIB que se reflecte na moeda em circulação na posse do público. Assim sendo, dado o conjunto de hipóteses definido *a priori*, existe um conjunto de actividades que se integram no que definimos no capítulo 1 como "economia subterrânea" e que não serão medidas através desta metodologia. Logo, à partida, é necessário ter consciência que a medida que se obtém através deste método constitui, apenas, uma ordem de grandeza do fenómeno, necessariamente inferior à sua real dimensão.

⁶⁷ Confraria, João (1986)

Por outro lado, uma das hipóteses sobre a qual o estudo se baseia diz respeito ao facto de, nas actividades não registadas, as transações serem quase que exclusivamente realizadas em moeda e notas. Embora este seja um pressuposto válido nos Estados Unidos da América, na maioria dos países Europeus é uma hipótese fortemente criticável. Aliás, em Portugal, o uso de cheques está vulgarizado em múltiplas actividades que fogem aos controlos da economia formal, consequência das normas Portuguesas relativas ao sigilo bancário, que impedem o fisco de controlar os movimentos de conta dos contribuintes (mesmo em caso de suspeita, esse controlo é difícil). É de referir ainda que, neste modelo, se ignora o peso do uso dos cartões de crédito, fenómeno que não só não se encontra estabilizado, como tem conhecido nos últimos anos um aumento em exponencial. Por outro lado, atendendo a que a metodologia foi inicialmente concebida para o contexto do Reino Unido, constata-se que o dever do sigilo bancário, embora tenha sofrido uma considerável erosão desde o seu aparecimento, não se distingue muito da que vigora em Portugal, pelo que em princípio o método é susceptível de ser aplicado ao caso Português. Em suma, um dos pressupostos básicos deste modelo não tem uma adesão perfeita à realidade, pelo que os resultados a alcançar deverão ser interpretados cautelosamente.

2.1. Análise prévia da aplicação da metodologia a Portugal

Uma questão prévia antes de se avançar para a estimação, tem a ver com adequabilidade desta metodologia para Portugal. Se supusermos que a função procura de moeda por parte do sector oficial tem a especificação referida na equação (2) indicada acima, a questão a saber é se será legítimo reespecificar o modelo integrando uma nova variável, que, de acordo com as hipóteses levantadas, representará a procura de moeda por parte do sector não oficial.

É possível averiguar sobre a susceptibilidade da aplicação desta metodologia ao caso Português efectuando um teste para detectar erros de especificação por omissão de variáveis. O modelo $y_t = \beta \cdot x_t + \varepsilon_t$, na hipótese alternativa de má especificação devido à presença de

variáveis omitidas, vem: $y_t = \beta \cdot x_t + \gamma \cdot z_t + v_t$. Deste modo, a hipótese de correcta especificação será testada avaliando se $\gamma = 0$ é ou não estatisticamente significativa. J.B. Ramsey⁶⁸, para este teste, sugere o uso dos regressores \hat{y}_t^2 , \hat{y}_t^3 e \hat{y}_t^4 como proxies para z_t , onde \hat{y}_t é o valor estimado de y_t , proveniente da regressão de y_t em x_t , embora também se proceda ao mesmo teste utilizando simplesmente como *proxy* para z_t , o regressor \hat{y}_t^2 .

Sendo a intenção testar a existência de um erro de especificação e não propriamente estudar a referida equação 2 (quando linearizada e estimada através do método dos mínimos quadrados lineares - Anexo 2), abstrair-nos-emos da eventual presença de outros problemas⁶⁹ relativos a esta equação.

Procedendo ao teste referido (ver anexo 2), na sua forma mais simples, obtêm-se as seguintes equações estimadas (onde a letra pequena significa que as variáveis se encontram medidas em logaritmos naturais, entre parênteses é fornecido o valor do desvio padrão de cada estimativa e após cada equação é indicado a respectiva soma do quadrado dos resíduos):

$$m_t = - \underset{(0.277817)}{0.579287} + \underset{(0.09668)}{0.693795} y_t - \underset{(0.113915)}{0.017105} p_t - \underset{(0.037893)}{0.144926} i_t, \quad (15)$$

com SQR= 0.095224

$$m_t = - \underset{(0.311803)}{0.254613} + \underset{(0.159583)}{0.962131} y_t - \underset{(0.152656)}{0.235795} p_t - \underset{(0.03781)}{0.162845} i_t - \underset{(0.031083)}{0.064651} \hat{y}_t^2, \quad (16)$$

com SQR= 0.08828

Quando se realiza o teste verifica-se que a hipótese de que poderão existir variáveis omitidas nesta equação não é de rejeitar. Se se considerar a hipótese alternativa expressa na equação 16, o rácio t observado para a *proxy* considerada é 2.07995, sendo o valor crítico a 5% da distribuição t com $n-k=60-5$ graus de liberdade 2,0040, pelo que a hipótese alternativa não é rejeitada.

Deste modo, é plausível colocar a hipótese de que a variável omitida na referida modelização seja a procura de moeda resultante da prossecução de actividades não regulamentadas.

⁶⁸ Ramsey, J. B. (1969)

⁶⁹ Se atentarmos nas estatísticas produzidas pelo TSP é possível verificar que o modelo apresenta uma série de outros problemas, como sejam, por exemplo, a rejeição da hipótese de homocedasticidade, a não rejeição da hipótese da

3. Implementação do Modelo a Portugal

O modelo que se procurará implementar a Portugal será então expresso pela equação (14) reescrita do seguinte modo:

$$m_t = \ln \alpha + \beta \cdot y_{\alpha} + \gamma \cdot i_t + \lambda \cdot p_t + \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{ot}^i \right)^{\kappa} / (\alpha \cdot Y_{ot}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) + u_t^* \quad (17)$$

onde as variáveis têm os significados referidos anteriormente.

3.1 Valores iniciais para os parâmetros do modelo

Apesar de, como foi apontado anteriormente, as estimativas a obter para os parâmetros do modelo poderem ter sinais que contradizem o sentido convencional, os valores com que se inicializará o processo de estimação não linear assumirão os valores usuais.

Relativamente à utilização da variável Produto Interno Bruto como *proxy*, espera-se que exerça sobre a circulação monetária uma influência positiva, uma vez que o crescimento do volume de transacções implicará um aumento da quantidade de moeda em circulação necessária para efectuar os pagamentos. Refira-se, contudo, que apesar de a relação ser positiva, os factores estritamente ligados ao crescimento do rendimento, tais como o uso mais frequente de cheques e de cartões de crédito, bem como o aumento da cobertura bancária, levam, inevitavelmente, a uma substituição da moeda corrente na grande maioria dos pagamentos, atenuando a referida relação. Deste modo a elasticidade rendimento, β , deverá assumir um valor positivo, mas inferior à unidade.

Relativamente à segunda variável exógena, como um acréscimo da taxa de juro implica um aumento do custo de oportunidade de possuir moeda, a taxa de juro e a circulação monetária deverão estar negativamente correlacionadas. Espera-se, portanto que a elasticidade relativa à taxa

de juro, γ , seja negativa.

Por último, para a realização das mesmas transações, um aumento do nível de preços implica a necessidade de se utilizar mais moeda. Assim sendo, a elasticidade-preço, λ , tenderá a ser positiva e inferior ou igual à unidade. Refira-se que se o parâmetro λ for igual à unidade, admite-se que os agentes económicas não sofrem de ilusão monetária.

No quadro nº 2 surgem os valores iniciais para os parâmetros ditos convencionais.

QUADRO Nº 2 : Valores Iniciais dos Parâmetros Convencionais a combinar

Parâmetros	Valores Iniciais
$\ln \alpha$	-2, 0 e 2
β	0,5; 0,75 e 1
γ	-0,5; -0,75 e 1
λ	1

Relativamente à variável *Reset-proxy* modificada que se está a utilizar para mimificar o comportamento da economia subterrânea, a definição do respectivo valor inicial é mais complexa. Dos diversos estudos existentes, sabe-se que o seu valor é significativo, embora as estimativas variem bastante. Para 1981 os extremos são 6,4% do PIB, determinado no estudo do Instituto Damião de Góis (IDD(1985) e 21,8% do PIB, da investigação levada a cabo por Albano Santos (1983). Assim sendo e atendendo à equação 12 referida acima, pressuporemos que se podem obter estimativas iniciais para a economia subterrânea construindo um sistema em que a *proxy* indicada é igual respectivamente a 5%,10%,15%,20% e 25% do PIB. A solução desse sistema, dada a inexistência de uma melhor pista, dá-nos estimativas extremamente grosseiras, mas que se poderão utilizar para inicializar o processo de estimação. Refira-se todavia, que estes valores variarão consoante as observações, pelo que será necessário optar por um valor. Um pouco aleatoriamente escolheu-se a solução de referido sistema para as mesmas três observações, sendo elas as relativas aos últimos três trimestres de 1987. Esses valores serão sempre combinados conjuntamente, tal como se representa no quadro nº 3.

QUADRO Nº 3 : Valores Iniciais dos Parâmetros para a *prox* da Economia Subterrânea

Parâmetros	Valores Iniciais				
	5% PIB	10% PIB	15% PIB	20% PIB	25% PIB
α_1	0,0113950	0,0227900	0,0341840	0,0455790	0,056974
α_2	-0,0008700	-0,0017300	-0,0026000	-0,0034600	-0,004330
α_3	0,0000219	0,0000437	0,0000656	0,0000875	0,000109

Relativamente ao parâmetro κ , como se afirmou anteriormente, espera-se que o seu valor seja próximo da unidade, o que significa que a quase totalidade das transacções realizadas com notas e moedas no sector subterrâneo representam valor acrescentado ao produto do sector subterrâneo. Assim sendo, este parâmetro deverá ser positivo e inferior a um. Os valores utilizados para inicializar este parâmetro encontram-se expressos no quadro nº 4.

QUADRO Nº 4 : Valores Iniciais para o Parâmetro κ

Parâmetro	Valores Iniciais
κ	0,4; 0,5; 0,6; 0,7; 0,8 e 0,9

3.2 Método de estimação não linear

As estimativas para o modelo de regressão não linear expresso pela equação 17 serão obtidas através da minimização da Soma do Quadrado dos Resíduos (SQR) expressa como função de θ ⁷⁰. Repare-se que, quando se minimiza $SQR(\theta)$, de facto está-se a minimizar a distância Euclidiana entre m_t e $m_t(\theta)$, pois $SQR(\theta) = \|m_t - m_t(\theta)\|^2$. Assim, para o modelo em questão, ter-se-á: $SQR(\theta) = \sum_{t=1}^n [m_t - m_t(\theta)]^2$ ⁷¹. A SQR também pode ser expressa em termos matriciais: $SQR(\theta) = (m - m(\theta))^T (m - m(\theta)) = m^T m - 2m^T m(\theta) + m^T(\theta) m(\theta)$, onde m é um vector com n observações de m_t e $m(\theta)$ é um vector com n funções de regressão $m_t(\theta)$.

Diferenciando a última expressão relativamente aos k componentes do vector θ e igualando todas as derivadas parciais a zero, obtêm-se as condições de primeira ordem que devem ser

⁷⁰ Sendo θ o vector dos k parâmetros a estimar ($\ln \alpha; \beta; \gamma; \lambda; \alpha_2; \alpha_3; \alpha_4; \kappa$). Note-se que habitualmente, na teoria, o vector θ inclui ainda o parâmetro σ^2 (ou σ) relativo à variância (desvio padrão), não incluído, neste caso, dado que o método dos mínimos quadrados utilizado não o estima.

satisfeitas por qualquer estimativa $\tilde{\theta}$ dos mínimos quadrados não linear, correspondente a um mínimo interior de $SQR(\theta)$. Estas condições de primeira ordem podem ser expressas do seguinte modo: $-2.X(\tilde{\theta})^T.m+2.X(\tilde{\theta})^T.m(\tilde{\theta})=0$, onde $X(\theta)$ é uma matriz $n \times k$ com elemento típico $X_{ij}(\theta)=\partial(m_i(\theta))/\partial\theta_j$.

As condições de primeira ordem podem ser apresentadas de forma mais simplificada: $X(\tilde{\theta})^T.(m-m(\tilde{\theta}))=0$. Deste modo, é necessário que os resíduos $m-m(\tilde{\theta})$ sejam ortogonais à matriz de derivadas $X(\theta)$, avaliada na estimativa dos mínimos quadrados não lineares $\tilde{\theta}$. Repare-se na semelhança com o resultado para os modelos lineares, sendo a diferença o facto de, tanto os valores estimados $m(\tilde{\theta})$ como a matriz de derivadas $X(\tilde{\theta})$ dependerem de $\tilde{\theta}$.

Note-se que a satisfação destas condições é necessária, mas não suficiente, para que a estimativa $\tilde{\theta}$ seja um mínimo interior global da função soma do quadrado dos resíduos. Poderão existir muitos valores de θ que satisfaçam as referidas condições, mas representem apenas mínimos locais, pontos de estacionaridade ou mesmo máximos locais da função $SQR(\theta)$. Os algoritmos de minimização, em geral, não pararão na presença de pontos de estacionaridade ou máximos locais, uma vez que as condições de segunda ordem para a determinação de mínimos não serão satisfeitas. Uma vez que os algoritmos se baseiam apenas em informação local, não conseguem distinguir entre mínimos locais e mínimos globais. Assim sendo, por forma a encontrar o mínimo global, é necessário proceder a várias minimizações da função $SQR(\theta)$, partindo de diferentes pontos de partida. É por este motivo que se define a grelha de valores de inicialização indicada no ponto anterior.

A minimização da função $SQR(\theta)$ será realizada através do package informático TSP, cujo algoritmo de optimização se baseia no método Gauss-Newton. Este método é uma modificação do método de Newton. Pretendendo-se minimizar uma função não linear $f(\theta)$, então, dado um

⁷¹ Sendo $m_i(\theta)=\ln \alpha + \beta_1.y_{i\alpha} + \gamma.i_i + \lambda.p_i + (\sum_{r=2}^4 \alpha_r . Y_{i\alpha}^r) / (\alpha_3 . Y_{i\alpha}^\beta . \Gamma_i . P_i^\lambda)$ e n o número de observações.

valor inicial θ^0 , é possível obter uma aproximação linear em série de Taylor de segunda ordem:

$$f^*(\theta) = f(\theta^0) + (g^0)^T (\theta - \theta^0) + (1/2) (\theta - \theta^0)^T H^0 (\theta - \theta^0) \equiv f(\theta) \quad , \quad (18)$$

onde $g(\theta)$, o gradiente de $f(\theta)$, é um vector coluna de dimensão k com elemento típico $\partial f(\theta)/\partial \theta_j$, e $H(\theta)$, a hesseana de $f(\theta)$, é uma matriz $k \times k$ com elemento típico $\partial^2 f(\theta)/\partial \theta_i \partial \theta_j$. g^0 e H^0 representam, respectivamente, $g(\theta)$ e $H(\theta)$, avaliados em θ^0 . Resolvendo as condições de primeira ordem para obter o mínimo para $f^*(\theta)$ relativamente a θ , obtém-se uma nova estimativa para o vector de parâmetros, que poderemos designar por $\theta^{(1)}$. O novo valor depende de θ^0 e do gradiente e da hesseana avaliadas em θ^0 de forma simples: $\theta^{(1)} = \theta^0 - [H(\theta^0)]^{-1} \cdot g(\theta^0)$. É esta equação que está na base do método de Newton. Quando a função original é quadrática e tem um mínimo global, este método não tem qualquer problema em encontrar $\hat{\theta}$. Contudo, se a função não for convexa na vizinhança de $\theta^{(j)}$ para algum j na sequência, o método de Newton falha. Não obstante, a maioria das técnicas de optimização são versões modificadas do método de Newton, que procuram reter as suas boas qualidades e contornar os seus problemas.

As técnicas de minimização numérica baseadas no método de Newton substituem a expressão anterior por: $\theta^{(j+1)} = \theta^{(j)} - \alpha^{(j)} [D(\theta^{(j)})]^{-1} \cdot g(\theta^{(j)})$, onde se determina o valor de θ , na iteração $j+1$, como uma função de $\theta^{(j)}$. O valor $\alpha^{(j)}$ é, habitualmente, um escalar determinado endogenamente, à medida que o algoritmo prossegue, e $D(\theta^{(j)})$ é uma matriz que aproxima a hesseana $H(\theta^{(j)})$ perto do mínimo, mas que é construída por forma a ser sempre definida positiva. Dada a construção da matriz $D(\theta)$, estes algoritmos de Newton modificados conseguem resolver problemas onde a função a ser minimizada não seja globalmente convexa.

Para a Soma do Quadrado dos Resíduos existe uma forma muito natural para escolher $D(\theta)$, baseada na regressão Gauss-Newton. Atendendo a que $X_i(\theta)$ representa o vector linha de derivadas parciais da função de regressão $m_i(\theta)$ e $A_i(\theta)$ representa a hesseana de $m_i(\theta)$, a matriz

hesseana $H(\theta)$ para a função $SQR(\theta)$ será: $H(\theta) = 2 [X_i^T(\theta).X_i(\theta) - A_i(\theta).(m_i - m_i(\theta))]$, e terá elemento típico: $H_{ij}(\theta) = -2\sum_{i=1}^n [(m_i - m_i(\theta)).\partial X_{ij}(\theta)/\partial \theta_j - X_{ij}(\theta).X_{ij}(\theta)]$.

Por outro lado, quando o modelo é correcto e a hesseana está avaliada no verdadeiro valor de θ , o resultado apresentado é assintoticamente equivalente a: $2\sum_{i=1}^n [X_{ij}(\theta).X_{ij}(\theta)]$. Assim sendo, uma escolha natural para $D(\theta)$ num algoritmo de minimização é: $D(\theta) = 2 X_i^T(\theta).X_i(\theta)$. O gradiente de $SQR(\theta)$ é: $g(\theta) = 2 X_i^T(\theta).(m - m(\theta))$.

Se substituirmos os resultados agora alcançados na equação, verificamos que:

$$\begin{aligned} \theta^{(t+1)} &= \theta^{(t)} - \alpha^{(t)} [D(\theta^{(t)})]^{-1} . g(\theta^{(t)}) \\ &= \theta^{(t)} - \alpha^{(t)} [2 X_i^T(\theta^{(t)}) . X_i(\theta^{(t)})]^{-1} . 2 X_i^T(\theta^{(t)}) . (m - m(\theta^{(t)})) \\ &= \theta^{(t)} - \alpha^{(t)} . \hat{b}^{(t)} \end{aligned} \quad , \quad (19)$$

onde $\hat{b}^{(t)}$ é a estimativa de b da denominada regressão Gauss-Newton, isto é, da regressão dos resíduos $(m - m(\theta^{(t)}))$ nas derivadas parciais $X_i(\theta^{(t)})$, ambos avaliados em $\theta^{(t)}$.

Em traços muito gerais, é esta a metodologia utilizada pelo package TSP.

Uma questão adicional, importante para o processo de estimação de modelos de regressão não lineares, diz respeito à escolha do valor de paragem, uma vez que nenhum procedimento numérico de minimização encontra um valor exacto para $\hat{\theta}$. Repare-se que, se não for fornecida uma ordem explícita de paragem, os algoritmos iterativos continuarão à procura do verdadeiro valor do vector de parâmetros, embora as alterações dos valores deste vector e da soma do quadrado dos resíduos correspondente sejam devidas apenas a arredondamentos efectuados pelo computador.

A imposição de uma regra de paragem torna-se necessária para indicar quando é que a distância entre $SQR(\theta^{(t)})$ e $SQR(\hat{\theta})$ é suficientemente pequena. Uma regra de paragem para o algoritmo Gauss-Newton sugerida por vários autores é a seguinte:

$$\frac{[m_t - m_t(\theta^{(j)})]^T \cdot X_t^{(j)} [X_t^{(j)T} \cdot X_t^{(j)}]^{-1} \cdot X_t^{(j)T} \cdot [m_t - m_t(\theta^{(j)})]}{[m_t - m_t(\theta^{(j)})]^T \cdot [m_t - m_t(\theta^{(j)})] / n} < \varepsilon, \quad (20)$$

onde ε é um critério que determina a convergência e pode ser ajustado pelos utilizadores. Repare-se que, de acordo com a expressão indicada, a introdução do critério indica ao algoritmo de minimização quando parar, pois a aproximação a $SQR(\theta)$ em $\theta^{(j)}$ indica que a distância entre $SQR(\theta^{(j)})$ e $SQR(\hat{\theta})$ é suficientemente pequena, relativamente à variância dos termos residuais. Deste modo a escolha do valor particular para ε é crucial para o sucesso do processo de optimização. Se ε for demasiado elevado, o algoritmo pode parar demasiado cedo (correndo-se o risco de θ ficar longe de $\hat{\theta}$) e se ε for demasiado pequeno, o algoritmo poderá continuar indefinidamente à procura. Valores razoáveis⁷² para ε situam-se no intervalo entre 10^{-4} e 10^{-12} . Assim sendo, quando se procurou avaliar a sensibilidade dos resultados a variações de ε , não se verificaram efeitos nos parâmetros estimados.

3.3. Identificação do modelo

Quando se pretende minimizar a função $SQR(\theta)$ com sucesso, é necessário que o modelo esteja identificado. Essencialmente, um modelo de regressão não linear diz-se identificado por um dado conjunto de informação se, para esse conjunto, for possível encontrar um único $\hat{\theta}$ que minimize aquela função.

Existem dois tipos de identificação: a local e a global. A estimativa $\hat{\theta}$ dos mínimos quadrados será localmente identificada se o valor de $SQR(\theta)$ aumentar sempre que $\hat{\theta}$ for perturbado ligeiramente. De forma mais formal, requiere-se que a função $SQR(\theta)$ seja estritamente convexa em $\hat{\theta}$, isto é: $SQR(\hat{\theta}) < SQR(\hat{\theta} + \delta)$, para perturbações δ suficientemente pequenas. Repare-se que a convexidade estrita fica garantida se a matriz hesseana $H(\theta)$ for definida positiva

em $\hat{\theta}$.

A identificação local é necessária, mas não suficiente para obtermos uma estimativa $\hat{\theta}$ única. Formalmente, ter-se-á: $SQR(\hat{\theta}) < SQR(\tilde{\theta})$, $\forall \tilde{\theta} \neq \hat{\theta}$. Repare-se que a identificação global é na realidade a reafirmação da condição de $\hat{\theta}$ ser o único mínimo global de $SQR(\theta)$.

É possível que um modelo seja globalmente identificado, mas não satisfaça, para certos valores de $\hat{\theta}$, a condição de identificação local de que a matriz hesseana seja definida positiva. Este tipo de falha de identificação não causa dificuldades, se o verdadeiro $\hat{\theta}$ não se aproximar desses valores, mas pode tornar difícil o processo de estimação do modelo. Nestas situações, os modelos dizem-se pobremente identificados, isto é, tratam-se de modelos para os quais a matriz hesseana $H(\theta)$, não sendo na realidade singular, é próxima de o ser para valores de θ na vizinhança de $\hat{\theta}$. Estes são valores de θ que interessam, uma vez que o algoritmo de minimização irá necessariamente encontrá-los enquanto procura otimizar $SQR(\theta)$. No contexto dos modelos de regressão linear, este fenómeno é designado por colinearidade e reflecte-se no facto da matriz $X^T X$ (sendo X a matriz dos regressores) ser singular.

Para os modelos de regressão não linear, a hesseana $H(\theta)$, para valores de θ próximos de $\hat{\theta}$, é aproximada pela matriz $2X^T(\theta).X(\theta)$. Atendendo a que $X_{it}(\theta) = \partial(m_t(\theta))/\partial\theta_i$ é um elemento típico da matriz $X(\theta)$, então, para o modelo em análise, ter-se-ão os seguintes elementos para a t -ésima coluna desta matriz $X(\theta)$:

$$\text{(coluna 1)} \quad X_{i(\ln \alpha)}(\theta) = 1 - \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{Ot}^i \right)^{\kappa} / (\alpha \cdot Y_{Ot}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) \quad (21a)$$

$$\text{(coluna 2)} \quad X_{i\beta}(\theta) = Y_{Ot} - \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{Ot}^i \right)^{\kappa} \cdot \log(Y_{Ot}) / (\alpha \cdot Y_{Ot}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) \quad (21b)$$

$$\text{(coluna 3)} \quad X_{i\gamma}(\theta) = I_t - \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{Ot}^i \right)^{\kappa} \cdot \log(I_t) / (\alpha \cdot Y_{Ot}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) \quad (21c)$$

⁷² Davidson e Mackinnon (1993), pag. 207.

$$(coluna\ 4) \quad X_{\alpha}(\theta) = p_t - \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{O_t}^i \right)^\kappa \cdot \log(P_t) / (\alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda) \quad (21d)$$

$$(coluna\ 5) \quad X_{\ln}(\theta) = \left\{ \log \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{O_t}^i \right) \right\} \cdot \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{O_t}^i \right)^\kappa / (\alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda) \quad (21e)$$

$$(coluna\ 6) \quad X_{\alpha_2}(\theta) = \kappa \cdot Y_{O_t}^2 \cdot \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{O_t}^i \right)^{\kappa-1} / (\alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda) \quad (21f)$$

$$(coluna\ 7) \quad X_{\alpha_3}(\theta) = \kappa \cdot Y_{O_t}^3 \cdot \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{O_t}^i \right)^{\kappa-1} / (\alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda) \quad (21g)$$

$$(coluna\ 8) \quad X_{\alpha_4}(\theta) = \kappa \cdot Y_{O_t}^4 \cdot \left(\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{O_t}^i \right)^{\kappa-1} / (\alpha \cdot Y_{O_t}^\beta \cdot I_t^\gamma \cdot P_t^\lambda) \quad (21h)$$

Repare-se que será de esperar elevada correlação entre as colunas da matriz hessiana, o que provavelmente irá dificultar o processo de estimação.

O tratamento agora efectuado diz respeito à identificação do modelo de regressão não linear por um dado conjunto de informação. Todavia a questão da identificação não se restringe apenas a esta vertente. Repare-se que o nosso interesse reside na estimação dos parâmetros do modelo, em particular, dos parâmetros relativos à economia subterrânea.

Desconhecendo o verdadeiro valor dos parâmetros do modelo, a regressão (17) especifica que a média de m_t , condicional no conjunto das variáveis Z_t especificadas⁷³, é uma função de Z_t e dos parâmetros θ desconhecidos. Contudo, conhecendo o valor dos parâmetros do modelo, ou seja, na presença de um processo gerador de informação, as propriedades estatísticas da variável dependente ficam completamente caracterizadas (por conseguinte, um modelo pode ser encarado como um conjunto de processos geradores de informação).

Atendendo a estas considerações, quando se procura estimar um modelo, tem-se como objectivo tentar obter uma caracterização estimada para o processo gerador de informação que na realidade originou os dados em questão. Se definirmos o modelo, cujos parâmetros são desconhecidos, como M_t , μ como o processo gerador da informação e $\theta = \theta(\mu)$ como o vector de

parâmetros associado ao processo gerador da informação μ , então θ efectua uma aplicação ao modelo M do espaço de parâmetros Θ , o qual será usualmente, ou \mathbb{R}^k , ou um subconjunto de \mathbb{R}^k (sendo k um inteiro positivo que fornece a dimensão do espaço de parâmetros Θ). Poder-se-á definir a relação entre a concretização dos parâmetros θ , o seu domínio M e a sua amplitude Θ , como $\theta: M \rightarrow \Theta$. A notação (M, θ) será usada para o modelo considerado conjuntamente com a concretização do vector de parâmetros e designará o modelo parametrizado. A introdução da concretização de θ permite-nos tratar, no contexto assintótico, a questão da identificação do modelo parametrizado (M, θ) , mais precisamente, dos parâmetros do modelo θ . O facto de θ se definir como uma concretização de M em Θ significa que apenas um vector de parâmetros pode ser associado a um dado processo gerador de informação μ . Contudo, para o modelo sobre o qual nos estamos a debruçar é necessário efectuar algumas considerações.

Para o modelo de regressão (17) o espaço de parâmetros Θ é \mathbb{R}^8 . Todavia, se o parâmetro κ for nulo, o mesmo processo gerador de informação μ fica associado a um vasto conjunto de vectores de parâmetros, uma vez que a escolha dos valores para os parâmetros α_2 , α_3 e α_4 se torna irrelevante. Da mesma forma, se os parâmetros α_2 , α_3 e α_4 forem simultaneamente nulos, seria impossível identificar κ . O mesmo sucederá se α for nulo ou negativo, pois $(\ln \alpha)$ não se define para esses valores e na função de regressão um dos termos será impossível de determinar se α for nulo. Os resultados assintóticos não se aplicam a estas situações sem que se imponham condições adicionais. Uma solução simples para este caso será excluir do espaço de parâmetros Θ os valores $\kappa=0$ e $\sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{0i}^i=0$ e efectuar uma reparametrização para o parâmetro α , procurando-se estimar não α , mas $(\ln \alpha)$.

⁷³ Representando Z_t as seguintes variáveis: C , $\ln Y_{0t}$, $\ln I_t$, $\ln P_t$, Y_{0t} , I_t , P_t , Y_{0t}^2 , Y_{0t}^3 , Y_{0t}^4 , sendo C um vector de constantes.

3.4. Resultados da estimação inicial do modelo

Quando se correu o programa do package TSP (Anexo 3), obtiveram-se várias convergências para diferentes valores de partida, alcançando-se valores de chegada muito semelhantes, inclusivé, fazendo variar o critério de convergência. A estimativa, neste passo, mais significativa, atendendo aos t-rácios e ao valor mínimo obtido para a Soma do Quadrado dos Resíduos, está apresentada no quadro nº 5.

QUADRO Nº 5 : Estimativas da Convergência com t-rácios mais elevados

Parâmetros	Valores Estimados	Desvio Padrão	t-rácio
$\ln \hat{\alpha}$	-0.448751	0.787731	-0.569676
$\hat{\beta}$	1.57709	0.304982	5.17110
$\hat{\gamma}$	-0.253040	0.130633	-1.93703
$\hat{\lambda}$	-0.731721	0.344620	-2.12327
$\hat{\alpha}_1$	0.022750	0.722910E-02	3.14705
$\hat{\alpha}_2$	-0.156831E-02	0.492587E-03	-3.18383
$\hat{\alpha}_3$	0.270245E-04	0.839617E-05	3.21868
$\hat{\kappa}$	0.359123	0.035014	10.2565

Atendendo às estimativas obtidas, para o vector de valores iniciais ($\ln \alpha^0; \beta^0; \gamma^0; \lambda^0; \alpha_1^0; \alpha_2^0; \alpha_3^0; \kappa^0$) = (2; 1; -0.75; 1; 0,056974; -0,00433; 0,000109; 0,4), verifica-se que todos os parâmetros são estatisticamente significativos, à excepção do termo constante. Constata-se este facto igualmente nas restantes convergências obtidas. Por outro lado, é de notar que as estimativas obtidas são, aparentemente, contraditórias com a teoria, tal como se esperava.

3.5. Análise da consistência das estimativas

A satisfação das condições de primeira ordem de modo suficientemente preciso é essencial para a obtenção do mínimo da função da soma do quadrado dos resíduos. Existe uma forma relativamente simples de efectuar este teste.

Atendendo a que, para o modelo em questão, se tem $lm = lm(\theta) + u$, com $u \sim \text{IID}(0, \sigma^2 I)$ e admitindo que o vector de funções $lm(\theta)$ e a respectiva matriz de derivadas $Lm(\theta)$ existem e

satisfazem as condições de consistência e normalidade assintótica, então é possível construir uma regressão artificial. Tomando uma aproximação em série de Taylor de primeira ordem em torno do vector de parâmetros $\hat{\theta}$, tem-se a regressão de Gauss-Newton anteriormente referida:

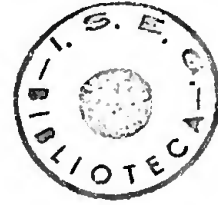
$$\begin{aligned} lm &= lm(\hat{\theta}) + Lm(\hat{\theta}) \cdot (\theta - \hat{\theta}) + \text{termos de ordem mais elevada} + u. \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow lm - lm(\hat{\theta}) &= Lm(\hat{\theta}) \cdot b + \text{resíduos} \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow \hat{u} &= Lm(\hat{\theta}) \cdot b + \text{resíduos} \end{aligned} \quad (22)$$

As propriedades desta regressão vão depender da escolha do vector de parâmetros $\hat{\theta}$. Se este for o vector das estimativas resultante do método dos mínimos quadrados não linear, então, a estimativa dos mínimos quadrados lineares para b vem:

$$\hat{b} = [Lm(\hat{\theta})^T Lm(\hat{\theta})]^{-1} Lm(\hat{\theta})^T [lm - lm(\hat{\theta})] \quad (23)$$

Dada a condição de primeira ordem, a estimativa para b deverá ser nula, pelo que a regressão de Gauss-Newton não deverá possuir qualquer poder explicativo. Repare-se que a aproximação a $\hat{\theta}$ efectuada pelos programas de mínimos quadrados não linear nunca satisfaz as condições de primeira ordem exactamente. Se o programa utilizado for bom e os dados utilizados forem suficientemente informativos de modo a estimar θ com alguma precisão, então a aproximação $\hat{\theta}$ deverá ser suficientemente próxima do verdadeiro valor e consequentemente as condições de primeira ordem verificar-se-ão aproximadamente. Logo, a estimativa para b deverá ser aproximadamente nula e o poder explicativo da regressão Gauss-Newton será essencialmente nulo também. Nestas circunstâncias, será de esperar que os t-rácios para todos os parâmetros do vector \hat{b} sejam inferiores a 10^{-3} ou 10^{-4} e R^2 será igualmente zero com várias casas decimais.

Efectivamente, quando se constrói um programa de TSP para analisar a consistência das estimativas, confirma-se a consistência das mesmas (ver Anexo 4), atendendo às considerações agora tecidas. Aliás, esta já era de esperar, dado o método de estimação subjacente ao package informático utilizado.



3.6 Estudo da presença de observações influentes

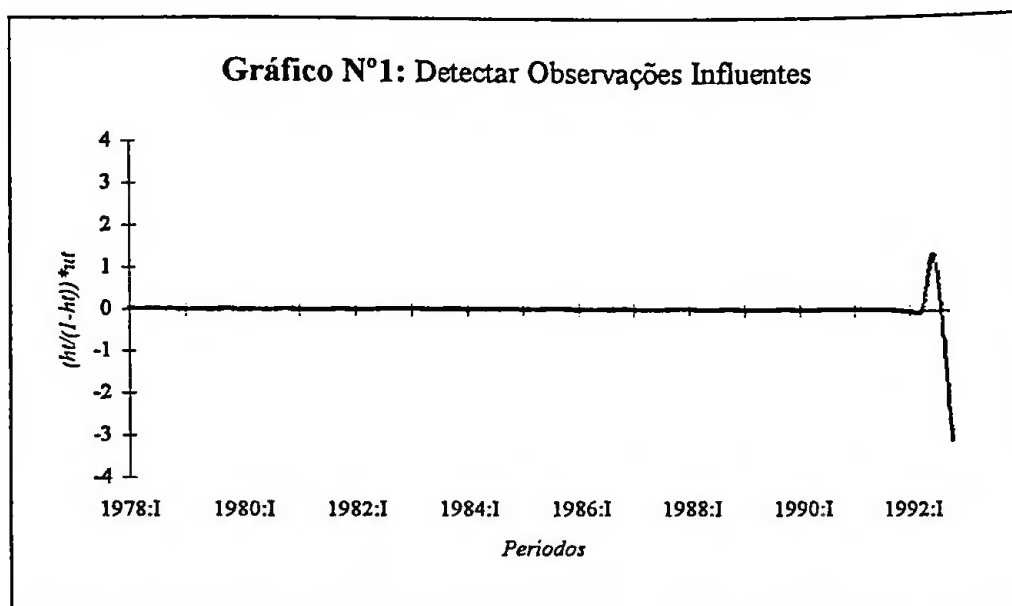
Se uma ou algumas das observações são extremamente influentes, no sentido de que a sua não utilização implicará a alteração substancial de alguns dos elementos do vector de parâmetros estimados, então é conveniente analisar cuidadosamente os dados. Pode suceder que as observações influentes sejam aleatórias ou atípicas face ao resto da amostra, tornando-se importante identificá-las e corrigi-las. Mesmo se todos os dados forem correctos, a interpretação dos resultados pode ser substancialmente alterada, se se souber que uma, ou algumas das observações são as principais responsáveis pelos mesmos, especialmente se essas observações, de alguma forma, diferirem sistematicamente do resto dos dados.

As técnicas habitualmente utilizadas para detectar observações influentes no contexto do método dos mínimos quadrados linear podem ser aplicadas aos modelos de regressão não linear recorrendo à regressão Gauss-Newton. Assim sendo, o t -ésimo elemento da diagonal da matriz chapéu para a regressão Gauss-Newton vem:

$$\hat{h}_t \equiv Lm(\hat{\theta}) \cdot [Lm(\hat{\theta})^T Lm(\hat{\theta})]^{-1} Lm(\hat{\theta})^T \quad (24)$$

Utilizando \hat{h}_t é possível calcular $\{[\hat{h}_t / (1 - \hat{h}_t)] \hat{u}_t\}$ para todo o t . Esta expressão é análoga à do contexto linear e representando-a contra o tempo possibilita uma forma de detectar observações influentes. Assinale-se que, no caso não linear, a expressão indicada não representa exactamente a alteração nos valores ajustados, consequentemente da omissão da observação t na regressão, tal como sucede no contexto linear, embora forneça uma boa aproximação nesse sentido.

Para o vector estimado, tem-se a representação de $\{[\hat{h}_t / (1 - \hat{h}_t)] \hat{u}_t\}$ face ao tempo (estes valores encontram-se no Anexo 4) no gráfico nº 1. Através do gráfico é possível constatar que o peso das duas últimas observações é muito relevante.



Assim sendo, será conveniente analisar a sensibilidade dos resultados estimados à eliminação destas duas observações da amostra. Constatou-se, quando o modelo é reestimado sem as duas últimas observações (ver Anexo 5), que não só os parâmetros sofrem alterações substanciais, como os *t*-rácios para cada um deles se tornam muito reduzidos. Assim sendo, a interpretação destes resultados deve ser efectuada com algumas reservas, dado que os dados para esses anos, aparentemente, foram obtidos de forma semelhantes aos restantes⁷⁴.

3.7. Estudo da presença de colinearidade

Geralmente, os modelos fracamente identificados⁷⁵ revelam a presença de colinearidade, pelo que se torna necessário efectuar esta análise. Se um modelo de regressão não linear for pobremente identificado na vizinhança do vector de parâmetros (assinale-se que para este tipo de modelos, a identificação irá geralmente depender do valor dos parâmetros), então a regressão Gauss-Newton avaliada no vector de parâmetros estimado revelará colinearidade.

Novamente, utiliza-se a regressão Gauss-Newton para analisar a presença de colinearidade

⁷⁴ A forma de cálculo do PIB foi alterada antes dessas observações ocorrerem, pelo que seria de esperar que as observações influentes ocorressem a partir do período em que se verifica a alteração da computação desta variável. Por outro lado, a liberalização das taxas de juro em causa verifica-se igualmente antes da ocorrência destas observações.

⁷⁵ Recorde-se que um modelo diz-se fracamente identificado, se a matriz Hesseana da função Soma do Quadrado dos Resíduos for quase singular para valores próximos do verdadeiro vector de parâmetros.

no modelo não linear. Se a regressão Gauss-Newton, indicada na equação (19), for avaliada na estimativa dos mínimos quadrados não lineares $\hat{\theta}$, produz uma estimativa válida para a matriz de covariâncias de $\hat{\theta}$. Suponhamos que estamos interessados na variância da estimativa de um único elemento θ_1 do vector de parâmetros θ . É possível efectuar a partição da matriz $Lm(\theta)$ de forma a obter $[Lm_1(\theta) \ Lm_2(\theta)]$, onde $Lm_1(\theta)$ representa uma única coluna de $Lm(\theta)$, correspondente a θ_1 , e $Lm_2(\theta)$ engloba as restantes colunas da matriz $Lm(\theta)$. A regressão Gauss-Newton fica:

$$lm - lm(\hat{\theta}) = Lm_1(\hat{\theta}) \cdot b_1 + Lm_2(\hat{\theta}) \cdot b_2 + \text{resíduos} \quad (25)$$

Pelo teorema de Frisch-Waugh-Lovell, a estimativa de b_1 desta regressão artificial será numericamente idêntica à resultante da regressão: $M_2 \cdot [lm - lm(\hat{\theta})] = M_2 Lm_1(\hat{\theta}) \cdot b_1 + \text{resíduos}$, sendo $M_2 \equiv I - Lm_2(\hat{\theta}) \cdot [(Lm_2(\hat{\theta}))^T Lm_2(\hat{\theta})]^{-1} \cdot (Lm_2(\hat{\theta}))^T$ a matriz que projecta ortogonalmente $\delta[Lm_2(\hat{\theta})]$, o espaço de $Lm_2(\hat{\theta})$. Esta regressão tem apenas um regressor, pelo que a variância de

$$\hat{b}_1 \text{ é: } V(\hat{b}_1) = \sigma_0^2 [(Lm_1(\hat{\theta}))^T \cdot M_2 \cdot Lm_1(\hat{\theta})]^{-1} = \frac{\sigma_0^2}{(Lm_1(\theta))^T \cdot M_2 \cdot Lm_1(\theta)}. \text{ Este resultado é}$$

assintoticamente equivalente à variância de \hat{b}_1 . Atendendo a que $(Lm_1(\hat{\theta}))^T \cdot M_2 \cdot Lm_1(\hat{\theta})$ é simplesmente a soma do quadrado dos resíduos da regressão:

$$Lm_1(\hat{\theta}) = Lm_2(\hat{\theta}) \cdot c + \text{resíduos} \quad , \quad (26)$$

conclui-se que a variância de \hat{b}_1 é proporcional ao inverso da soma do quadrado dos resíduos da regressão 26. Se a coluna $Lm_1(\hat{\theta})$ for bem explicada pelas restantes colunas de $Lm(\hat{\theta})$, a SQR da regressão 26 será reduzida e, conseqüentemente, a variância de \hat{b}_1 será elevada (e vice-versa, se a coluna não for bem explicada pelas restantes). Em suma, a colinearidade surge quando uma ou mais colunas de $Lm(\hat{\theta})$ são extremamente bem explicadas pelas restantes colunas, pelo que as estimativas dos parâmetros se tornam muito imprecisas. Um método simples para caracterizar a presença ou ausência de colinearidade e a forma como afecta a estimação do parâmetro \hat{b}_1 , é

considerar o rácio entre a variação em $Lm_1(\hat{\theta})$ não explicada pela variação em $Lm_2(\hat{\theta})$ e a variação de $Lm_1(\hat{\theta})$ em torno da sua média, ou seja, analisar o rácio entre $(Lm_1(\hat{\theta}))^T \cdot M_2 \cdot Lm_1(\hat{\theta})$ e $(Lm_1(\hat{\theta}))^T \cdot M_1 \cdot Lm_1(\hat{\theta})$ ⁷⁶. Se este rácio for reduzido, a colinearidade poderá ser um problema.

Quando se procede a esta análise (ver Anexo 6) verifica-se a presença deste problema, pois os rácios são muito baixos (sobretudo para os parâmetros relativos à economia subterrânea), embora não impeça a estimação, uma vez que se obtiveram estimativas relativamente precisas, embora ainda não completamente testadas.

3.8. Estudo da presença de correlação em série

O fenómeno da correlação em série, em que os sucessivos resíduos aparentam ser correlacionados entre si, é característico dos modelos estimados com dados temporais. A necessidade de testar a presença deste fenómeno decorre das consequências nefastas que o mesmo produz sobre a matriz de covariâncias do estimador.

O modelo sobre o qual tem recaído a nossa atenção é: $lm = lm(\theta) + u$, pressupondo-se que: $u \sim \text{IID}(0, \sigma^2 \mathbf{I})$. Contudo, se o verdadeiro processo gerador de informação não for o indicado, mas antes, por exemplo, $lm_t = lm_t(\theta) + u_t$, com $u_t = \rho_0 \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$ e $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \omega_0^2)$, as inferências baseadas no modelo inicial serão incorrectas.

Para simplificar a exposição, considerar-se-à o caso linear, uma vez que este é um caso particular dos modelos não lineares, com $X(\theta) = X \cdot \theta$. Assim sendo, para o modelo $y_t = X_t \cdot \theta + u_t$, onde se pressupõe que $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2 \mathbf{I})$ quando na realidade se verifica que $u_t = \rho_0 \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$ com $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \omega_0^2)$, o estimador dos mínimos quadrados para θ , $\hat{\theta} = (X^T X)^{-1} \cdot X^T y$, continuará a ser

⁷⁶ Sendo $M_1 = \mathbf{I} - \mathbf{t}(\mathbf{t}^T \mathbf{t})^{-1} \mathbf{t}^T$, a matriz que representa as variações em torno da média e \mathbf{t} é um vector $n \times 1$ de uns (1).

centrado⁷⁷. Se os regressores forem exógenos, $\hat{\theta}$ será consistente, desde que $\underset{n \rightarrow \infty}{plim}(n^{-1}Lm^T u)$ seja nulo. Contudo, a presença deste fenómeno, como se afirmou acima, torna as inferências sobre θ incorrectas, uma vez que conduz à ineficiência das estimativas, pois a variância do estimador $\hat{\theta}$ nunca poderá ser estimada consistentemente⁷⁸ pelo estimador da matriz de covariâncias do método dos mínimos quadrados $s^2(X^T X)^{-1}$, com $s^2 \equiv \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^n (y_i - X_i \hat{\theta})^2$.

Torna-se, pelas razões atrás indicadas, necessário testar a presença de correlação em série. Embora na justificação para este procedimento, se tenha utilizado o exemplo da autocorrelação de 1 ordem, quando se admitia que $u_t = \rho_0 \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$, é necessário testar a presença de autocorrelação de ordens mais elevadas.

Um teste possível para analisar a presença de correlação em série, para modelos lineares, é efectuar a regressão dos erros estimados nos regressores e nos erros estimados desfasados⁷⁹. Um teste da hipótese nula desta natureza em modelos não lineares não é atractivo, mas o peso da computação poderá ser consideravelmente reduzido, se se recorrer à regressão de Gauss-Newton.

⁷⁷ Note-se que: $E(\hat{\theta}) = E[(X^T X)^{-1} X^T y] = E[(X^T X)^{-1} X^T (X\theta + u)] = \theta + (X^T X)^{-1} E[X^T y] = \theta$, uma vez que o facto de os resíduos serem correlacionados não impede que $E[X^T y]$ seja nulo.

⁷⁸ Repare-se que $V(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)(\hat{\theta} - \theta)^T = E[(X^T X)^{-1} X^T u \cdot u^T X(X^T X)^{-1}] = (X^T X)^{-1} X^T E(u \cdot u^T) X(X^T X)^{-1}$, supondo que X é exógeno. Atendendo a que $u_t = \varepsilon_t + \rho_0 \cdot u_{t-1} = \varepsilon_t + \rho_0(\varepsilon_{t-1} + \rho_0 \cdot u_{t-2}) = \varepsilon_t + \rho_0 \varepsilon_{t-1} + \rho_0^2 \cdot \varepsilon_{t-2} + \rho_0^3 \cdot \varepsilon_{t-3} + \dots$ e recorrendo ao facto de $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \omega_0^2)$, então a variância de u_t vem: $V(u_t) = \omega_0^2 + \rho_0^2 \omega_0^2 + \rho_0^4 \omega_0^2 + \rho_0^6 \omega_0^2 + \dots = \omega_0^2 / (1 - \rho_0^2) = \sigma^2$. Por outro lado, como se tem: $u_t = \varepsilon_t + \rho_0 \varepsilon_{t-1} + \dots + \rho_0^{j-1} \varepsilon_{t-j+1} + \rho_0^j u_{t-j}$ e notando que as inovações, ε , são, entre os períodos $(t-j+1)$ e t , independentes de u_{t-j} , então a covariância é: $E(u_t \cdot u_{t-j}) = E(\rho_0^j u_{t-j}^2) = (\rho_0^j \omega_0^2) / (1 - \rho_0^2) = \rho_0^j \sigma^2$. Deste modo, a matriz de covariâncias de

$$u \text{ é: } \Omega = \omega_0^2 / (1 - \rho_0^2) \begin{vmatrix} 1 & \rho_0 & \rho_0^2 & \dots & \rho_0^{n-1} \\ \rho_0 & 1 & \rho_0 & \dots & \rho_0^{n-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ \rho_0^{n-1} & \rho_0^{n-2} & \rho_0^{n-3} & \dots & 1 \end{vmatrix}$$

⁷⁹ Ter-se-ia o modelo geral a estimar: $z_t = f_t(\hat{\theta}) + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \dots + \rho_{1-p} \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t$, sendo \hat{u}_t os resíduos de $z_t - f_t(\hat{\theta})$, e $\hat{\theta}$ o estimador de $\Sigma[z_t - f_t(\beta)]^2$.

As hipóteses em confronto serão: $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ vs. $H_1: MA(p)$ ou $AR(q)$ ⁸⁰. O modelo alternativo, supondo que segue um processo $AR(p)$, pode ser reescrito do seguinte modo:

$$lm_t = lm_t(\theta) + \sum_{j=1}^p \rho_j [lm_{t-j} - lm_{t-j}(\theta)] + \varepsilon_t, \quad \text{admitindo-se que } \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \omega^2) \quad (27)$$

Atendendo a que qualquer restrição dos parâmetros da função não linear pode ser testada através da regressão Gauss-Newton, avaliada em estimativas consistentes sob a nula, então a restrição $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ pode ser testada efectuando a regressão dos resíduos $lm_t - lm_t(\theta)$ nas derivadas da função de regressão $lm_t(\theta, \rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p)$ relativas a todos os seus parâmetros, onde $lm_t(\theta)$ e as respectivas derivadas são avaliadas pelo vector de parâmetros $[\theta: \rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p]$ da hipótese nula, ou seja $[\hat{\theta}: 0]$. Como $\partial[lm_t(\theta, \rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p)]/\partial(\theta_i) = Lm_t(\theta) - \sum_{j=1}^p \rho_j Lm_{t-j}(\theta)$, e $\partial[lm_t(\theta, \rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p)]/\partial(\rho_j) = lm_{t-j} - lm_{t-j}(\theta)$, então a regressão Gauss-Newton correspondente será:

$$lm_t - lm_t(\hat{\theta}) = Lm_t(\hat{\theta}) \cdot b + \sum_{j=1}^p r_j \cdot [lm_{t-j} - lm_{t-j}(\hat{\theta})] + \text{resíduos} \Leftrightarrow$$

$$\hat{u}_t = Lm_t(\hat{\theta}) \cdot b + \sum_{j=1}^p r_j \cdot \hat{u}_{t-j} + \text{resíduos} \quad (28)$$

O pressuposto de independência dos erros poderá ser avaliado utilizando⁸¹ um teste F assintótico para $r_1 = r_2 = \dots = r_p = 0$. Este teste terá p graus de liberdade para o numerador e para o denominador $n - k - p$ graus de liberdade, se a regressão (28) abranger todo o período da amostra (utilizando-se zeros para os valores iniciais não existentes de \hat{u}_{t-j}).

Uma vez que os dados são trimestrais será conveniente testar a hipótese de existência de processos autoregressivos de ordem 4.

⁸⁰ Quando se recorre a testas baseados na regressão Gauss-Newton, utiliza-se, apenas, informação relativa às primeiras derivadas da hipótese do modelo alternativo. Sob a hipótese nula de inexistência de correlação em série, os modelos de regressão com processos autoregressivos de ordem p ($AR(p)$) ou com processos de médias móveis de ordem q ($MA(q)$) serão alternativas localmente equivalentes, ou seja, modelos que terão derivadas idênticas quando avaliados sob a hipótese nula.

Note-se que as estatísticas de teste utilizadas para os testes realizados neste ponto são válidas apenas sob o forte pressuposto de que $E(\mathbf{u}^T \mathbf{u}) = \sigma^2 \mathbf{I}$ ⁸². Nesta situação, será mais simples e válido recorrer a uma abordagem que utilize uma estatística de teste robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade. É sempre sensato utilizar este tipo de testes conjuntamente com os testes baseados na regressão Gauss-Newton, pois se ambos os tipos de testes contra a mesma alternativa produzirem resultados similares, então esses resultados devem, com maior probabilidade, ser credíveis.

Quando se procura testar a regressão Gauss-Newton expressa pela equação (28) através da estatística F , o que se pretende analisar é uma regressão artificial do tipo:

$$\hat{u}_i = Lm_i(\hat{\theta}) \cdot b + Z_i \cdot c + \text{resíduos} \quad , \quad (29)$$

sendo $Lm_i(\hat{\theta})$ uma matriz $m \times k$ de derivadas da função de regressão (que se pretende testar avaliada), avaliada nas estimativas de sob a hipótese nula e Z_i é uma matriz $m \times r$ de regressores de teste.

Quando se utiliza a estatística teste F , para testar $c=0$, o numerador desta estatística corresponde à soma do quadrado dos resíduos explicada da regressão: $M_{Lm} \cdot \mathbf{u} = M_{Lm} \cdot Z \cdot c + \text{resíduos}$, (com $M_{Lm} = \mathbf{I} - Lm(\hat{\theta}) [Lm(\hat{\theta})^T Lm(\hat{\theta})]^{-1} Lm(\hat{\theta})$). Sendo s^2 a estimativa da variância para a regressão (a) a estatística de teste será:

$$(1/r) \cdot (1/s^2) \cdot \mathbf{u}^T \cdot M_{Lm} \cdot Z \cdot (Z^T \cdot M_{Lm} \cdot Z)^{-1} \cdot Z^T \cdot M_{Lm} \cdot \mathbf{u} \quad , \quad (30)$$

sendo de notar que $Z^T \cdot M_{Lm} \cdot Z$ corresponde à soma do quadrado dos resíduos explicada da regressão indicada neste parágrafo). Esta expressão torna claro que, o que na realidade se está a testar é se $n^{-1/2} \cdot Z^T \cdot M_{Lm} \cdot \mathbf{u}$ tem, assintoticamente, média nula. Se a hipótese nula se verificar, então $E(\mathbf{u}^T \cdot \mathbf{u}) = \sigma^2 \cdot \mathbf{I}$ e a matriz assintótica da covariância é: $\sigma^2 \cdot p \lim_{n \rightarrow \infty} (n^{-1} \cdot Z^T \cdot M_{Lm} \cdot Z)$, pelo que a estatística de teste indicada é construída utilizando a forma quadrática do vector $n^{-1/2} \cdot Z^T \cdot M_{Lm} \cdot \mathbf{u}$ e uma estima-

⁸¹ Outra estatística de teste possível seria, por exemplo, mR^2 que terá, sob a hipótese nula, distribuição assintótica do Qui-Quadrado, com graus de liberdade equivalentes à ordem do processo p .

⁸² Em geral, todos os convencionais testes F só são válidos se este pressuposto se verificar.

tiva consistente da matriz de covariâncias, pelo que tem distribuição assintótica $\chi_{(r)}$ sob a hipótese nula.

Se houver heterocedasticidade, então $E(\mathbf{u}^T \cdot \mathbf{u}) = \Omega$, sendo Ω uma matriz diagonal, cujos elementos da diagonal são ω_t^2 ⁸³. Assim sendo, não será possível estimar consistentemente os elementos da matriz (repare-se que atendendo à definição destes elementos, para cada observação, teremos um elemento ω_t^2). Todavia, é possível obter estimativas consistentes para quantidades como: $p \lim_{n \rightarrow \infty} (n^{-1} \cdot \mathbf{W}^T \cdot \Omega \cdot \mathbf{W})$, recorrendo ao estimador $n^{-1} \cdot \mathbf{W}^T \cdot \check{\Omega} \cdot \mathbf{W}$, onde $\check{\Omega}$ é uma matriz diagonal, sendo os elementos da diagonal \hat{u}_t^2 . Através deste resultado, obtido por Eicker e White, é possível construir estatísticas de teste robustas à heterocedasticidade. Se se verificar $E(\mathbf{u}^T \cdot \mathbf{u}) = \Omega$, então a matriz de covariâncias assintótica para o vector $n^{-1/2} \cdot \mathbf{Z}^T \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{u}$ será traduzida por $p \lim_{n \rightarrow \infty} (n^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{M}_{Lm} \cdot \Omega \cdot \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{Z})$, que pode ser estimada consistentemente socorrendo-nos do resultado de Eicker-White: $n^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{M}_{Lm} \cdot \check{\Omega} \cdot \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{Z} = n^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{M}_{Lm} \cdot \check{\mathbf{U}} \cdot \check{\mathbf{U}} \cdot \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{Z}$, sendo $\check{\mathbf{U}}$ uma matriz diagonal $n \times n$ (sendo o t -ésimo elemento da diagonal \hat{u}_t). Assim sendo, a estatística de teste vem:

$$\begin{aligned} & \mathbf{u}^T \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{Z} \cdot (\mathbf{Z}^T \mathbf{M}_{Lm} \cdot \check{\mathbf{U}} \cdot \check{\mathbf{U}} \cdot \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{u} = \\ & = \mathbf{1}^T \cdot \check{\mathbf{U}} \cdot \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{Z} \cdot (\mathbf{Z}^T \mathbf{M}_{Lm} \cdot \check{\mathbf{U}} \cdot \check{\mathbf{U}} \cdot \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{M}_{Lm} \cdot \check{\mathbf{U}} \cdot \mathbf{1} \quad , \end{aligned} \quad (31)$$

e terá distribuição assintótica $\chi_{(r)}$ sob a hipótese nula (note-se que $\mathbf{1}$ representa um vector em que todos os elementos são 1). Esta estatística de teste pode ser calculada através da soma do quadrado dos resíduos explicados (que é equivalente a n menos a soma do quadrado dos resíduos) da regressão artificial seguinte:

$$\mathbf{1} = \check{\mathbf{U}} \cdot \mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{Z} \cdot \mathbf{c} + \text{resíduos} \quad (32)$$

⁸³ Os elementos ω_t^2 satisfazem a condição $\omega_{\min}^2 < \omega_t^2 < \omega_{\max}^2$ para todo o t , pelo que à medida que $t \rightarrow \infty$, ω_t^2 deverá ter limite.

⁸⁴ Por forma a executar este teste não é necessário construir a matriz $\check{\mathbf{U}}$, mas simplesmente seguir as etapas seguintes: 1º efectuar a regressão de cada coluna de \mathbf{Z} em $Lm(\hat{\theta})$ e guardar os resíduos $\mathbf{M}_{Lm} \cdot \mathbf{Z}$; 2º multiplicar o t -

No quadro seguinte encontram-se os resultados obtidos quando se executam os testes referidos (são indicados os processos cuja presença foi testada, o valor para a estatística de teste F observado e o valor aproximado da tabela para a distribuição F , relativos ao teste baseado na regressão Gauss-Newton, o valor observado para a estatística de teste n -SQR e o valor da tabela para a distribuição do Qui-quadrado).

QUADRO Nº 6: Teste da Presença de Correlação em Série

Processo a ser testado	Teste baseado Regressão G.N		Teste robusto à Heterocedast	
	estatística F_{obs}^{85}	valor crítico para 5% $n=60, k=8$	estatística χ_{obs}	valor crítico para 5%
$u_t = \rho_1.u_{t-1} + \varepsilon_t$	0,049694	$\cong 4,03$ ($p=1$)	0,059650	3,84 ($r=1$)
$u_t = \rho_4.u_{t-4} + \varepsilon_t$	20,603620	$\cong 4,03$ ($p=1$)	12,23752	3,84 ($r=1$)
$u_t = \rho_1.u_{t-1} + \rho_4.u_{t-4} + \varepsilon_t$	10,225980	$\cong 3,18$ ($p=2$)	12,25029	5,99 ($r=2$)
$u_t = \rho_1.u_{t-1} + \rho_2.u_{t-2} + \varepsilon_t$	2,251670	$\cong 3,18$ ($p=2$)	5,80187	5,99 ($r=2$)
$u_t = \rho_1.u_{t-1} + \rho_2.u_{t-2} + \rho_3.u_{t-3} + \varepsilon_t$	2,063810	$\cong 2,79$ ($p=3$)	6,03357	7,82 ($r=3$)
$u_t = \rho_1.u_{t-1} + \rho_2.u_{t-2} + \rho_3.u_{t-3} + \rho_4.u_{t-4} + \varepsilon_t$	5,300900	$\cong 2,57$ ($p=4$)	12,84879	9,49 ($r=4$)

Atendendo aos resultados apresentados⁸⁶, concluímos que ambos os tipos de testes indiciam a presença de correlação em série no modelo, em particular a hipótese da existência de um processo de ordem 4 (seja $u_t = \rho_1.u_{t-1} + \rho_2.u_{t-2} + \rho_3.u_{t-3} + \rho_4.u_{t-4} + \varepsilon_t$ ou $u_t = \rho_4.u_{t-4} + \varepsilon_t$) não é de rejeitada por nenhum dos testes apresentados. Assinale-se que este facto pode ser indicador de má especificação do modelo, uma vez que muitas formas de má especificação podem originar a “aparente” presença do fenómeno agora analisado.

ésimo elemento de cada vector dos resíduos obtidos no passo anterior por \hat{u}_t ; 3º) efectuar a regressão de um vector de 1 nos r regressores creados no passo anterior, o que é equivalente à regressão (32); 4º) calcular a estatística de teste (n -SQR), que terá distribuição assintótica $\chi_{(r)}$ sob H_0 .

⁸⁵ A estatística F utilizada foi $\frac{(SQR_R - SQR_S) / p}{SQR_S / (n - k - p)}$, sendo SQR_R e SQR_S , respectivamente, a Soma do

Quadrado dos Resíduos para o modelo estimado com e sem restrições, ou seja, para o modelo na hipótese nula e na alternativa. Concluiremos que a hipótese nula deve ser rejeitada se a estatística de teste observada for grande (consequentemente o P-value será pequeno).

⁸⁶ No Anexo 7 encontram-se o Output e o Programa onde se baseiam os resultados apresentados.

3.9. Testes para análise da forma funcional

No ponto anterior concluiu-se que os testes indiciavam a presença de correlação em série no modelo, facto que pode ser indiciador de erros de especificação, uma vez que muitas formas de má especificação originam a “aparente” presença do fenómeno então analisado.

3.9.1 Teste da presença de restrições de factores comuns

A “aparente” presença do fenómeno fenómeno de correlação em série pode resultar da omissão incorrecta do modelo uma determinada variável⁸⁷. Nesta situação a eliminação deste erro de especificação permitiria a realização de inferências a partir do mesmo, contrariamente à opção de imediatamente corrigir o modelo, por forma a integrar um processo autoregressivo de ordem p , uma vez que este último procedimento implicaria correr o risco de se agravarem os erros de especificação do mesmo.

Embora não existam métodos universais eficazes para evitar interpretar erros de especificação da função de regressão como erros correlacionados em série, existe uma família de testes que se têm mostrado eficazes quando utilizados para este fim, ou seja, detectar este tipo de erros de especificação em modelos que aparentam possuir erros correlacionados em série.

Estes testes são habitualmente conhecidos por testes de restrições de factores comuns. Atendendo aos resultados alcançados no ponto anterior, assumiremos, por agora, que o modelo a ser testado é um modelo de regressão não linear que aparentemente segue um processo autoregressivo de ordem 4, do tipo $u_t = \rho_4 u_{t-4} + \varepsilon_t$, com $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \omega_0^2)$. Assim sendo, poderemos ter três modelos associados. Na hipótese nula, teremos o modelo de regressão não linear original, cujos erros se assumem ser independentes em série:

$$H_0: lm_t = lm_t(\theta) + u_t, \text{ com: } u_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2). \quad (33)$$

O segundo modelo resulta do facto de se assumir que os erros u_t seguem um processo auto-

regressivo de ordem 4, como o descrito, :

$$\begin{aligned}
 H_1: lm_t &= lm_t(\theta) + \rho_4 \cdot [lm_{t-4} - lm_{t-4}(\theta)] + \varepsilon_t \text{ com } \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \omega_0^2) \Leftrightarrow \\
 &\Leftrightarrow lm_t - \rho_4 \cdot lm_{t-4} = lm_t(\theta) - lm_{t-4}(\theta) + \varepsilon_t \Leftrightarrow \\
 &\Leftrightarrow (1 - \rho_4 \cdot L^4) \cdot lm_t = (1 - \rho_4 \cdot L^4) \cdot lm_t(\theta) + \varepsilon_t \Leftrightarrow \\
 &\Leftrightarrow lm_t = lm_t(\theta) + \rho_4 \cdot lm_{t-4} - \rho_4 \cdot lm_{t-4}(\theta) + \varepsilon_t \quad . \quad (34)
 \end{aligned}$$

O terceiro modelo resulta do facto de se abandonarem as restrições sobre os parâmetros:

$$\begin{aligned}
 H_2: (1 - \rho_4 \cdot L^4) \cdot lm_t &= (1 - \gamma \cdot L^4) \cdot lm_t(\theta) + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \omega_0^2), \Leftrightarrow \\
 &\Leftrightarrow lm_t = lm_t(\theta) + \rho_4 \cdot lm_{t-4} - \gamma \cdot lm_{t-4}(\theta) + \varepsilon_t, \quad (35)
 \end{aligned}$$

onde o modelo subjacente a H_1 é exactamente o modelo definido em H_2 , sujeito à restrição $\rho_4 = \gamma$.

Desde que todos os modelos sejam estimados com a mesma amostra para o mesmo período de tempo⁸⁸, o modelo original (H_0) é um caso particular do modelo que incorpora o processo autoregressivo de ordem 4 considerado (H_1), que por sua vez é um caso particular do modelo não restrito subjacente a H_2 . Os testes para detectar a presença de correlação em série, como os realizados no ponto anterior, foram concebidos por forma a testar H_0 contra H_1 . Contudo aqueles testes rejeitaram a hipótese nula, pelo que, ou o verdadeiro processo gerador de informação é traduzido por H_1 , ou o modelo possui erros de especificação.

A restrição $\rho_4 = \gamma$, que torna H_1 um caso particular de H_2 , pode ser testada recorrendo, como habitualmente à regressão Gauss-Newton. Em particular, a regressão Gauss-Newton para testar a referida restrição será:

$$lm_t - \hat{lm}_t - \hat{\rho}_4 (lm_{t-4} - \hat{lm}_{t-4}) = (L\hat{m}_t - \hat{\rho}_4 L\hat{m}_{t-4}) \cdot b + r \cdot (lm_{t-4} - \hat{lm}_{t-4}) + d \cdot \hat{lm}_{t-4} + \text{resíduos}, \quad (36)$$

onde $\hat{lm}_t = lm_t(\hat{\theta})$, $\hat{lm}_{t-4} = lm_{t-4}(\hat{\theta})$, $L\hat{m}_t = Lm_t(\hat{\theta})$ e $L\hat{m}_{t-4} = Lm_{t-4}(\hat{\theta})$, assumindo $lm_t(\hat{\theta})$ e $Lm_t(\hat{\theta})$ os significados habituais e sendo $\hat{\rho}_4$ e $\hat{\theta}$ as estimativas do método dos mínimos quadrados

⁸⁷ Pode suceder que uma das variáveis omitidas seja um dos regressores desfasado (pois, este pode estar correlacionado em série) ou a variável dependente desfasada.

não lineares para H_1 . A estatística t para $d \neq 0$ será uma estatística de teste válida assintoticamente.

O primeiro passo para efectuar este teste é estimar o modelo para H_1 (Anexo 8). O parâmetro $\hat{\rho}_4$ e o vector de parâmetros $\hat{\theta}$ foram estimados recorrendo ao método dos mínimos quadrados não lineares, tomando como valores de inicialização para $\hat{\theta}$ as estimativas obtidas na hipótese nula e para ρ_4 a estimativa dos mínimos quadrados lineares obtida quando se efectua a regressão dos erros nos erros desfasados quatro períodos (sendo os erros obtidos supondo verdadeiro o processo gerador da informação subjacente a H_0 , pelo que se utiliza o vector de parâmetros estimado para a H_0 - este processo permite obter estimativas consistentes para o parâmetro autoregressivo⁸⁹).

Quando se procede a este teste (ver Anexo 9) conclui-se que H_1 é rejeitada (para o parâmetro d , a estatística de teste observada é $t_{obs} = 7.61156$, sendo o valor crítico a 5% da distribuição t com $n-k=56-10$ graus de liberdade 2,013).

O resultado obtido no teste baseado na regressão Gauss-Newton é confirmado pelo teste robusto face a formas desconhecidas de heterocedasticidade (ver Anexo 9), discutido anteriormente. Para este teste, tem-se $\chi_{obs} = 18.89563$, sendo o valor crítico a 5 % da distribuição do Qui-quadrado com 1 grau de liberdade 3,84. Deste modo, é de aceitar a hipótese de existência de erros de especificação na função, sendo conveniente reespecificar o modelo.

Torna-se, então, necessário analisar com maior profundidade a especificação do modelo, ou seja, testar a hipótese nula de que a especificação, $E[lm | \Omega] = lm(\theta)$, é correcta, contra uma hipótese alternativa para a especificação da média condicional, $E[lm | \Omega] = lm(\theta, \delta)$.

3.9.2. Teste de erros de especificação do modelo por omissão de variáveis

O modelo sobre o qual tem recaído a nossa atenção é: $lm = lm(\theta) + u$, pressupondo-se que:

⁸⁸ Como as regressões subjacentes a H_1 e H_2 não podem ser estimadas para as observações 1 a 4, o período de tempo

$u \sim \text{IID}(0, \sigma^2 I)$. Contudo, se o verdadeiro processo gerador de informação não for o indicado em consequência da omissão de variáveis, mas antes, por exemplo:

$$\begin{aligned} lm_t &= lm_t(\theta, \delta) + u_t \Leftrightarrow \\ lm_t &= lm_t(\theta) + z_t \delta + u_t \end{aligned} \quad , \quad (37)$$

então poder-se-à testar a hipótese de o modelo não possuir erros de especificação por omissão de variáveis, testando a hipótese nula $\delta=0$ contra a alternativa $\delta \neq 0$. O teste a efectuar, dado o facto de o modelo ser não linear, será, na essência, semelhante ao conduzido no ponto 2.1 anterior.

Para se proceder a este teste será necessário garantir que os elementos z_t sejam assintoticamente não correlacionados com os elementos u_t e não dependam de outra informação que não a expressa em Ω . Um teste possível para analisar a presença de variáveis omitidas é o teste RESET, referido anteriormente, que utiliza, na sua forma mais simples, como *proxy* para z_t o quadrado dos valores previstos $lm_t(\hat{\theta})$.

Sendo o modelo em análise não linear, a utilização da regressão de Gauss-Newton vem facilitar a execução do teste, uma vez que qualquer restrição dos parâmetros da função não linear pode ser testada através da referida regressão, desde que avaliada em estimativas consistentes sob a hipótese nula. Deste modo, a restrição $\delta=0$ pode ser testada efectuando a regressão dos resíduos $lm_t - lm_t(\theta)$ nas derivadas da função de regressão $lm_t(\theta, \delta)$ relativas a todos os seus parâmetros, onde $lm_t(\theta, \delta)$ e as respectivas derivadas são avaliadas pelo vector de parâmetros $[\theta; \delta]$ da hipótese nula, ou seja $[\hat{\theta}; 0]$, sendo $\hat{\theta}$ a estimativa dos mínimos quadrados não linear. Atendendo a que $\partial[lm_t(\theta, \delta)]/\partial(\theta_i) = Lm_t(\theta)$, e $\partial[lm_t(\theta, \delta)]/\partial(\delta) = z_t$, então a regressão Gauss-Newton correspondente será:

$$lm_t - lm_t(\hat{\theta}) = Lm_t(\hat{\theta}) \cdot b_1 + z_t \cdot b_2 + \text{resíduos} \Leftrightarrow$$

apenas poderia abranger as observações 5 até 60.

⁸⁹ Greene, W.H. (1993), pag.435.

$$\hat{u}_i = Lm_i(\hat{\theta}) \cdot b_1 + z_i \cdot b_2 + \text{resíduos} \Leftrightarrow$$

$$\hat{u}_i = Lm_i(\hat{\theta}) \cdot b_1 + [Lm_i(\hat{\theta})]^2 \cdot b_2 + \text{resíduos} \quad , \quad (38)$$

onde se substituiu z_i pela respectiva *proxy*.

Assim sendo, o teste poderá ser efectuado avaliando se a estimativa para o parâmetro b_2 é, ou não, significativa. Quando se efectua o referido teste (ver Anexo 10) conclui-se que a hipótese alternativa é rejeitada (o rácio t observado para o parâmetro b_2 , $t_{\text{obs}}=1,72835$, sendo o valor crítico a 5% da distribuição t com $n-k=60-9$ graus de liberdade 2,008).

Note-se que a hipótese alternativa também é rejeitada através da execução de um teste robusto a formas desconhecidas de heterocedasticidade (ver Anexo 10), pelo que esta hipótese deverá ser rejeitada⁹⁰.

3.9.3. Outros testes sobre a forma funcional

Apesar do teste anterior não produzir resultados relevantes, existem outras hipóteses para a forma funcional do modelo, aliás, já sugeridas pela evidência estatística de outro teste e que será conveniente testar. Da realização do teste da presença de factores comuns (ponto 3.9.2 deste capítulo), resulta que é provável a omissão de uma variável na especificação do modelo. Provavelmente tratar-se-à de um regressor desfasado ou da própria variável dependente desfasada.

Face a estas considerações poder-se-ão testar hipóteses em que a especificação do modelo seja corrigida por forma a incorporar essas variáveis desfasadas, ou seja, será necessário testar a admissibilidade de um modelo dinâmico.

⁹⁰ A estatística de teste observada robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade é 3,12825, sendo o valor crítico a 5% da distribuição do Qui-quadrado com $r=1$ graus de liberdade 3,84.



Um modelo dinâmico frequente é o modelo de ajustamento parcial. O ajustamento parcial é motivado pelo comportamento minimizador dos custos, quando se contrapõem os custos de desequilíbrio face aos custos de ajustamento. Assim sendo, considere-se a função de custos quadrática:

$$C = \alpha_1 \cdot [\ln M^*_t - \ln M_t]^2 + \alpha_2 \cdot [(\ln M_t - \ln M_{t-1}) + \phi \cdot (\ln p_t - \ln p_{t-1})]^2 \quad , \quad (39)$$

onde M^*_t representa o stock desejado de moeda, M_t o stock de moeda que irá deter no período corrente e M_{t-1} o stock total de moeda que se deteve no período antecedente. p_t indica o nível de preços verificado no período corrente e p_{t-1} reflectirá o nível de preços desfasado. Pressupondo que o termo de ajustamento é somente uma função de magnitudes nominais, isto é, $\phi=0$ (este parâmetro é presentemente impossível de ser estimado, pois desconhece-se o nível de preços verificado no sector subterrâneo e conseqüentemente o nível de preços verificado na economia incluindo ambos os sectores), então minimizando os custos relativamente a M_t tem-se a função de regressão:

$$\begin{aligned} \ln M_t &= [\alpha_1 / (\alpha_1 + \alpha_2)] \ln M^*_t + [\alpha_2 / (\alpha_1 + \alpha_2)] \ln M_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow \ln M_t &= \{1 - [\alpha_2 / (\alpha_1 + \alpha_2)]\} \ln M^*_t + [\alpha_2 / (\alpha_1 + \alpha_2)] \ln M_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow \ln M_t &= (1 - \delta) \ln M^*_t + \delta \ln M_{t-1} + \varepsilon_t \quad . \quad (40) \end{aligned}$$

Assumindo que especificação apresentada na equação (17) constitui o stock desejado de moeda, isto é:

$$\ln M^*_t = \alpha + \beta \cdot y_{\alpha} + \gamma \cdot i_t + \lambda \cdot p_t + (\sum_{i=2}^4 \alpha_i \cdot Y_i^{\alpha})^{\kappa} / (\ln(\alpha) \cdot Y_{\alpha}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) + u_t \quad , \quad (41)$$

onde as variáveis têm os significados referidos anteriormente, a função de regressão expressa na equação (40) vem:

$$\ln M_t = \delta \cdot \ln M_{t-1} + (1-\delta) \cdot [\alpha + \beta \cdot y_{\alpha} + \gamma \cdot i_t + \lambda \cdot p_t + (\sum_{i=2}^4 \alpha_i \cdot Y_{\alpha}^i)^{\kappa} / (\ln(\alpha) \cdot Y_{\alpha}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) + u_t^*] + v_t \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow lm_t = \delta \cdot lm_{t-1} + (1-\delta) \cdot [\alpha + \beta \cdot y_{\alpha} + \gamma \cdot i_t + \lambda \cdot p_t + (\sum_{i=2}^4 \alpha_i \cdot Y_{\alpha}^i)^{\kappa} / (\ln(\alpha) \cdot Y_{\alpha}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) + u_t^*] + v_t \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow lm_t = \delta \cdot lm_{t-1} + (1-\delta) \cdot [\alpha + \beta \cdot y_{\alpha} + \gamma \cdot i_t + \lambda \cdot p_t + (\sum_{i=2}^4 \alpha_i \cdot Y_{\alpha}^i)^{\kappa} / (\ln(\alpha) \cdot Y_{\alpha}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda}) + v_t^*]. \quad (42)$$

Note-se que o modelo de ajustamento parcial agora definido apenas tem sentido se $0 < \delta < 1$ e adicionalmente δ não for demasiado próximo de 1⁹¹.

Por contraposição à hipótese nula (29) em que se supõe que a especificação é correcta, poderemos considerar como alternativa: $H_1: lm_t = lm_t(\theta, \delta) + u_t$, expressa na equação (42), onde se incorpora no modelo uma nova variável (θ representa o vector de parâmetros até agora considerado e δ o parâmetro da variável a considerar).

Para se efectuar este teste recorrer-se-à, mais uma vez, à regressão de Gauss-Newton, pois o modelo subjacente à hipótese nula corresponde ao subjacente à hipótese alternativa impondo-se uma restrição sobre um dos parâmetros da regressão não linear de H_1 . Este teste pode ser realizado através da regressão Gauss-Newton, desde que esta se encontre avaliada em estimativas consistentes sob a hipótese nula. Assim sendo a restrição $\delta=0$ pode ser testada recorrendo aos mesmos procedimentos utilizados para o teste efectuado no ponto 3.9.1., diferindo apenas no facto de incluir o regressor:

$$\partial[lm_t(\theta, \delta)]/\partial(\delta) = m_{t-1} - [\ln \alpha + \beta \cdot y_{\alpha} + \gamma \cdot i_t + \lambda \cdot p_t + (\sum_{i=2}^4 \alpha_i \cdot Y_{\alpha}^i)^{\kappa} / (\alpha \cdot Y_{\alpha}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda})]. \quad (43)$$

A regressão Gauss-Newton correspondente será:

$$lm_t - lm_t(\hat{\theta}) = Lm_t(\hat{\theta}) \cdot b_1 + \partial[lm_t(\hat{\theta}, \delta)]/\partial(\delta)|_{\delta=0} \cdot b_2 + \text{resíduos} \Leftrightarrow$$

⁹¹ O pressuposto $|\delta| < 1$ constitui uma condição de estacionaridade do modelo, enquanto que a imposição da hipótese adicional de que δ não pode ser demasiado próximo de 1 deve-se ao facto de, para valores dessa natureza, o ajustamento se tornar implausivelmente lento.

$$\hat{u}_i = Lm_i(\hat{\theta}) \cdot b_1 + \left. \frac{\partial [Lm_i(\hat{\theta}, \delta)]}{\partial \delta} \right|_{\delta=0} \cdot b_2 + \text{resíduos} \quad (44)$$

Assim sendo, a hipótese nula $\delta=0$ será aceite se o parâmetro b_2 não for estatisticamente significativo.

Quando se efectua este teste (ver Anexo 11), conclui-se que a hipótese alternativa é rejeitada, pois o parâmetro b_2 não é estatisticamente significativo⁹². Esta hipótese é igualmente rejeitada pelo teste robusto face a formas desconhecidas de heterocedasticidade, uma vez que $\chi_{obs}=0.34737$, e o valor crítico a 5% para $\chi_{(1)}$ é 3,84.

Atendendo aos resultados obtidos com o teste da presença de factores comuns optou-se ainda por testar a hipótese nula contra a alternativa supondo que o ajustamento se efectua relativamente à procura de moeda do quarto período antecedente. Quando se procede ao teste desta hipótese (Anexo 11), verifica-se que, tanto o teste baseado na regressão Gauss-Newton⁹³, como o teste robusto a formas desconhecidas de heterocedasticidade⁹⁴, não conduzem à rejeição da hipótese alternativa, o que sugere um modelo passível de ser estimado.

4. Modelo Adoptado

Atendendo aos resultados obtidos com os testes anteriores, o modelo a estimar após a correcção da respectiva especificação será o expresso pela equação seguinte

$$m_t = \delta \cdot m_{t-4} + (1-\delta) \cdot [\alpha + \beta \cdot y_{\alpha t} + \gamma \cdot i_t + \lambda \cdot p_t + (\sum_{i=2}^4 \alpha_i Y_{\alpha t}^i)^{\kappa} / (\ln(\alpha) \cdot Y_{\alpha t}^{\beta} \cdot I_t^{\gamma} \cdot P_t^{\lambda})] + \nu^*_{t-1} \quad (45)$$

onde as variáveis têm os significados habituais. Esta equação resulta da nova especificação expressa para a procura de moeda, atendendo ao ajustamento parcial, definida no ponto anterior.

Como se afirmou anteriormente, o modelo apenas será estável se o parâmetro δ for positivo

⁹² O estatística t observada para o parâmetro b_2 é 0.550438, concluindo-se que este parâmetro não é estatisticamente significativo.

⁹³ Verifica-se que o estatística de teste t observada para o parâmetro b_2 é 9.32894.

⁹⁴ Assumindo o valor crítico a 5% para a distribuição do Qui-quadrado de 3,84, verifica-se que $\chi_{obs}=17,47091$.

e inferior à unidade, indicando que quanto maior for a quantidade de moeda utilizada no quarto período antecedente, maior será a procura de moeda no período corrente. Atendendo à não existência de informação sobre este parâmetro para inicializar o processo de estimação, tomou-se o valor 0,5 (valor similar ao estimado para o parâmetro do processo autoregressivo considerado anteriormente).

4.1. Estimação do Modelo

Procedendo à estimação do modelo agora proposto através do método dos mínimos quadrados (ver Anexo 12), obtiveram-se várias convergências para diferentes valores de partida, alcançando-se valores de chegada muito semelhantes⁹⁵. A estimativa, neste passo, mais significativa, atendendo aos t-rácios, está apresentada no quadro nº 7.

QUADRO Nº 7 : Estimativas da Convergência com t-rácios mais elevados após correcção da especificação⁹⁶

Parâmetros	Valores Estimados	Desvio Padrão	t-rácio
$\ln \alpha$	1,78054	1,64519	1,08227
$\hat{\beta}$	1,77922	0,754521	2,35808
$\hat{\gamma}$	-0,14748	0,207611	-0,710371
$\hat{\lambda}$	-1,30094	0,895258	-1,45315
$\hat{\alpha}_1$	0,025653	0,015962	1,60713
$\hat{\alpha}_2$	-0,159292E-02	0,98702E-03	-1,61387
$\hat{\alpha}_3$	0,245268E-04	0,184642E-04	1,32834
$\hat{\kappa}$	0,584037	0,230713	2,53144
$\hat{\delta}$	0,526482	0,065129	8,08365

Atendendo às estimativas obtidas, para o vector de valores iniciais ($\ln \alpha^\circ; \beta^\circ; \gamma^\circ; \lambda^\circ; \alpha_1^\circ; \alpha_2^\circ; \alpha_3^\circ; \kappa^\circ; \delta^\circ$)=(2; 0,5; -0,5; 1; 0,034184; -0,0026; 0,0000656; 0,6; 0,5), verifica-se que nem todos os parâmetros são estatisticamente significativos (atendendo aos rácios t). As estimativas obtidas são, apa-

⁹⁵ Uma vez que a estimação da equação (45) implicaria a perda de informação relativa às observações para o ano de 1978 e existindo informação disponível para a variável m_{t-4} para o ano de 1977, optou-se por incluir essas observações e consequentemente estimar o modelo para o período 1978-1992.

rentemente, contraditórias com a teoria, tal como sucedia quando se estimava o modelo com a especificação anterior.

Se nos debruçarmos sobre o problema da eventual existência de colinearidade (anexo 13), verifica-se elevada colinearidade entre os parâmetros, em especial, para os parâmetros mais relevantes para a análise da economia subterrânea. Nesta situação e atendendo a que os parâmetros estimados são muito pouco precisos, existem duas opções: ou se obtém mais informação estatística (o que se revelou impossível, dada a não existência de dados compatíveis para todas as séries, para períodos trimestrais tão longos), ou se estima um modelo menos exigente, por exemplo, o mesmo modelo após impor algumas restrições sobre um (ou mais) parâmetros.

Deste modo, optou-se por reestimar o modelo, mantendo constante o parâmetro κ . No quadro seguinte apresentam-se os resultados quando se procede à estimação (ver Anexo 14).

QUADRO Nº 8 : Estimativas da Convergência com t-rácios mais elevados, após fixar κ

Parâmetros	Valores Estimados	Desvio Padrão	t-rácio
$I\hat{n} \alpha$	1,78054	1,62844	1,0934
$\hat{\beta}$	1,77922	0,680987	2,61271
$\hat{\gamma}$	-0,14748	0,106858	-1,38015
$\hat{\lambda}$	-1,30094	0,833509	-1,56081
$\hat{\alpha}_1$	0,025653	0,011279	2.27440
$\hat{\alpha}_2$	-0,159292E-02	0,840199E-03	-1,89588
$\hat{\alpha}_3$	0,245268E-04	0,177505E-04	1,38175
$\hat{\kappa}$	0,584037	—	—
$\hat{\delta}$	0,526482	0,061919	8,50279

Embora a precisão das estimativas obtidas melhore face à situação anterior, algumas delas continuam a apresentar uma precisão reduzida⁹⁷, como consequência da elevada colinearidade existente entre os parâmetros estimados (ver Anexo 14).

Aceitar-se-ão as estimativas indicadas, correndo-se o risco de se cometer um erro de tipo II,

⁹⁶ No anexo 13 encontra-se a estimação do modelo supondo os valores de partida indicados.

isto é, aceitar-se a hipótese de que todos os parâmetros são estatisticamente significativos, quando na realidade alguns poderão não o ser. Note-se que se tentou estimar o modelo excluindo o parâmetro $\ln \alpha$, mas os resultados obtidos foram desanimadores, provavelmente em consequência da elevada colinearidade entre os parâmetros.

Se se proceder à estimação da regressão Gauss-Newton (ver Anexo 14) expressa pela equação (23), verifica-se que as estatísticas t associadas a \hat{b} são todas inferiores a 10^{-2} , pelo que não existe razão para duvidar da validade da estimativa $\hat{\theta}$ obtida⁹⁸.

4.2. Testes para detectar a presença de correlação em série

A discussão da presença de correlação em série para o modelo com a especificação agora adoptada é extremamente importante. Quando se abordou este problema no ponto 3.8., não existiam quaisquer variáveis dependentes desfasadas no modelo, razão pela qual se afirmou que se se verificasse correlação em série as estimativas seriam consistentes, embora a estimativa da matriz de covariâncias não o seja. Contudo, com a especificação agora adoptada existe uma variável desfasada quatro períodos, pelo que se se verificar a presença deste fenómeno, as estimativas perdem consistência⁹⁹.

Pelo motivo agora indicado, é extremamente importante testar a presença de correlação em série. Recorrendo ao teste baseado na regressão Gauss-Newton e ao teste robusto face a formas desconhecidas de heterocedasticidade (referidos no ponto 3.8), a hipótese alternativa pode ser testada. No quadro seguinte apresentam-se os resultados obtidos quando se procedem a estes

⁹⁷ Todos os coeficientes estimados serão estatisticamente significativos para um nível de significância de 10%, excepto a estimativa para $\ln \alpha$, cujo valor P é $\approx 13,710915$.

⁹⁸ De acordo com Davidson e Mackinnon (1993), esta regressão Gauss-Newton é especialmente útil quando as estimativas $\hat{\theta}$ são obtidas recorrendo a procedimentos ad hoc, como foi o caso (em que foi fixado o valor de κ), de forma a testar se a estimativa obtida é suficientemente próxima da estimativa dos mínimos quadrados não lineares.

⁹⁹ Um dos pressupostos de que depende a consistência do estimador dos mínimos quadrados não linear diz respeito ao facto de se verificar independência entre u_t e qualquer aleatoriedade presente nas variáveis explicativas da função de regressão. Ora, se se verificar a presença de correlação em série, este pressuposto não se verifica e consequentemente as estimativas não são consistentes.

testes (ver Anexo 15).

QUADRO Nº 9: Teste da Presença de Correlação em Série para o modelo Adoptado

Processo a ser testado	Teste baseado Regressão G.N		Teste robusto à Heterocedast.	
	estatística F_{obs}	valor crítico para 5% $r=60, k=8$	estatística χ_{obs}	valor crítico para 5%
$u_t = \rho_1 \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$	1,09876	$\cong 4,03$ ($p=1$)	1,72740	3,84 ($r=1$)
$u_t = \rho_4 \cdot u_{t-4} + \varepsilon_t$	0,15404	$\cong 4,03$ ($p=1$)	0,16239	3,84 ($r=1$)
$u_t = \rho_1 \cdot u_{t-1} + \rho_4 \cdot u_{t-4} + \varepsilon_t$	0,58856	$\cong 3,18$ ($p=2$)	1,73004	5,99 ($r=2$)
$u_t = \rho_1 \cdot u_{t-1} + \rho_2 \cdot u_{t-2} + \varepsilon_t$	0,61292	$\cong 3,18$ ($p=2$)	2,00076	5,99 ($r=2$)
$u_t = \rho_1 \cdot u_{t-1} + \rho_2 \cdot u_{t-2} + \rho_3 \cdot u_{t-3} + \varepsilon_t$	0,47645	$\cong 2,79$ ($p=3$)	2,11964	7,82 ($r=3$)
$u_t = \rho_1 \cdot u_{t-1} + \rho_2 \cdot u_{t-2} + \rho_3 \cdot u_{t-3} + \rho_4 \cdot u_{t-4} + \varepsilon_t$	0,36800	$\cong 2,57$ ($p=4$)	2,15638	9,49 ($r=4$)

Da análise apresentada no quadro verifica-se que quando se recorre ao teste baseado na regressão Gauss-Newton, todas as hipóteses alternativas propostas são rejeitadas¹⁰⁰. Quando as mesmas hipóteses alternativas são testadas através do procedimento que utiliza uma estatística de teste robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade, igualmente todas as hipóteses são rejeitadas. Deste modo, não se encontra evidência da presença de correlação em série no modelo, pelo que se pode admitir que as estimativas são consistentes.

4.3. Teste para detectar a presença de Variáveis Omitidas

Se se pretender efectuar uma análise sucinta à especificação da média condicional, poder-se-à recorrer aos testes para detectar a presença de variáveis omitidas (já utilizados no ponto 3.9.2).

Se se efectuar o teste conhecido por teste Reset na sua forma mais simples (Anexo 16), isto é, utilizando como *proxy* para as variáveis omitidas o quadrado dos valores previstos, em ambos os testes (teste baseado na regressão Gauss-Newton e teste que utiliza a estatística robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade), a hipótese nula é rejeitada. Para o teste baseado na

¹⁰⁰ Para as hipóteses alternativas $u_t = \rho_1 \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$ e $u_t = \rho_4 \cdot u_{t-4} + \varepsilon_t$ poder-se-ia utilizar como estatística de teste o rácio t para o parâmetro c da regressão Gauss-Newton. Neste caso, ter-se-ia, respectivamente, $t_{obs}=1,03789$ e $t_{obs}=0,388611$.

regressão Gauss-Newton, o rácio t observado para o regressor de teste é -2,81726, pelo que se poderia aceitar que o coeficiente é estatisticamente significativo e rejeitar a nula. Quando se recorre ao teste robusto a formas desconhecidas de heterocedasticidade, o valor da estatística χ observado é 7,31756, pelo que, atendendo ao valor crítico a 5% da distribuição do Qui-quadrado com 1 grau de liberdade (3,84), a hipótese nula é igualmente rejeitada. Assim sendo, levantam-se dúvidas sobre a especificação da média condicional do modelo, sendo de aceitar um erro de especificação por omissão de variáveis.

Atendendo aos resultados obtidos por Ramsey e Gilbert (1972), os estudos de simulação fornecem evidência favorável sobre a performance dos testes Reset em pequenas amostras quando se adopta como proxies para as variáveis omitidas as potências até à quarta ordem dos valores previstos¹⁰¹.

Quando se implementa este teste utilizando os referidos regressores, para o teste baseado na regressão Gauss-Newton, a estatística de teste F observada é 2,80397, sendo o valor crítico a 5% da distribuição F com 3 graus de liberdade no numerador e 49 graus de liberdade no denominador $\cong 2,79$, pelo que a hipótese seria rejeitada. Contudo, existindo maior preocupação em evitar erros de tipo I, adoptar-se-ia um nível de significância mais restrito, por exemplo 1%, e a hipótese nula passaria a ser aceite¹⁰². Quando se recorre ao teste robusto a formas desconhecidas de heterocedasticidade, o valor da estatística χ observado é 7,91923, pelo que, atendendo ao valor crítico a 5% da distribuição do Qui-quadrado com 3 grau de liberdade (7,82), a hipótese alternativa também não é aceite. Novamente, se se adoptasse um nível de significância mais apertado, por exemplo 1%, a hipótese nula seria aceite (o valor P associado à estatística de teste observada é $\cong 4,77108\%$).

¹⁰¹ Evidentemente, o valor previsto não pode ser utilizado como regressor de teste.

¹⁰² O valor P associado é $\cong 4,942247\%$, o que implicaria que para níveis de significância inferiores a esta probabilidade a hipótese nula não seria rejeitada

Verifica-se que existe evidência da presença de variáveis omitidas, o que implica que a especificação adoptada para o modelo possa estar incorrecta. Implementando o teste Reset na sua forma mais simples, seria esta conclusão a retirar. Realizando o mesmo teste, atendendo aos resultados obtidos por Ramsey e Gilbert (1972), constata-se que existe evidência deste erro de especificação, mas não existem certezas sobre se ele realmente ocorre.

Embora a questão da correcta especificação (sem existirem variáveis omitidas) do modelo seja um problema crucial, no caso dos modelos estimados através do método dos mínimos quadrados não lineares, o problema não é tão grave¹⁰³. Repare-se que o Teorema de Gauss-Markov não se aplica ao estimador dos mínimos quadrados não lineares. No entanto, o estimador dos mínimos quadrados continua a ser assintoticamente eficiente, pois.

$$n^{-1/2}(\hat{\theta} - \tilde{\theta}) \stackrel{a}{=} p \lim_{n \rightarrow \infty} [n^{-1} Lm(\tilde{\theta})^T Lm(\tilde{\theta})]^{-1} \cdot n^{-1/2} Lm(\tilde{\theta})^T \mathbf{u}, \quad (46)$$

Assim sendo, se se pretende estimar o modelo $lm = lm(\theta, \eta) + \mathbf{u}$, com $E(\mathbf{u}\mathbf{u}^T) = \sigma^2 \mathbf{I}$, mas com $lm(\theta, 0) = lm(\theta)$, o estimador satisfaria assintoticamente (46).

4.4. Teste da Normalidade

Apesar de ser válido o uso do método dos mínimos quadrados, sempre que o termo aleatório que adere a uma função de regressão tem média nula e a matriz de covariâncias satisfaz condições de regularidade suaves, o método dos mínimos quadrados apenas produz estimadores óptimos em condições especiais. A informação relativa tanto ao segundo momento do termo aleatório, como a momentos de ordem mais elevada permite ganhos de eficiência na estimação dos parâmetros da função de regressão. Por exemplo, se o termo aleatório não for simétrico, é possível obter melhores resultados com um estimador que reconheça a presença do enviesamento, ou pode

¹⁰³ O estimador dos mínimos quadrados lineares é, de acordo com o teorema de Gauss-Markov, assintoticamente eficiente para o modelo correctamente especificado. Assim sendo, se o modelo for $y = X\beta + Z\gamma + u$, a estimativa dos mínimos quadrados para β será ineficiente se o processo gerador de informação admitir que $\gamma \neq 0$.

mesmo ser uma indicação de erros de especificação. Do mesmo modo, se os erros revelarem excesso de achatamento (de curtosis), o método dos mínimos quadrados será ineficiente face a outro que reconheça esse problema. Deste modo, é conveniente testar se os erros têm distribuição normal.

Para a distribuição normal com variância σ^2 , o terceiro momento central, que determina a simetria é zero e o quarto momento central, que determina o achatamento, é $3\sigma^4$. Assim sendo, as hipóteses que se pretendem testar são: $E(u_i^3)=0$ e $E(u_i^4)=3\sigma^4$. Se supusermos que os termos aleatórios u_i aderem a um modelo de regressão com distribuição $N(0, \sigma^2)$, então, se os resíduos forem representados por \hat{u}_i e $\hat{\sigma}^2$ for a estimativa da máxima verosimilhança da variância (isto é,

se $\hat{\sigma}^2 = (\sum u_i^2) / n$), é possível demonstrar que $p \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\hat{u}_i^3}{\hat{\sigma}^3} \right)^2 \right) = 6$ e

$p \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\hat{u}_i^4}{\hat{\sigma}^4} - 3 \right)^2 \right) = 24$. Através destes resultados podem-se calcular estatísticas de teste,

recorrendo aos erros normalizados $e_i \equiv \frac{\hat{u}_i - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}$ (onde $\hat{\mu}$ representa a média de \hat{u}_i).

A estatística de teste para a simetria é:

$$\frac{1}{\sqrt{6n}} \sum_{i=1}^n e_i^3 \quad , \quad (47)$$

e para o achatamento:

$$\frac{1}{\sqrt{24n}} \sum_{i=1}^n (e_i^3 - 3) \quad . \quad (48)$$

Os estimadores utilizados para estas estatísticas são calculados através dos resíduos do método dos mínimos quadrados¹⁰⁴. Cada uma destas estatísticas terá distribuição assintótica $N(0,1)$ sobre a hipótese nula de normalidade.

Quando se procede a este teste (anexo 17), as hipóteses relativas à simetria e ao achatamento são compatíveis com os dados¹⁰⁵.

Como as estatísticas de teste indicadas têm distribuição assintótica $N(0, 1)$ sob a hipótese nula, então o quadrado de cada uma delas tem distribuição assintótica Qui-quadrado com 1 grau de liberdade, pelo que a sua soma terá distribuição assintótica $\chi_{(2)}$. Efectivamente quando se procede a este teste verifica-se que a hipótese nula é aceite ($\chi_{obs}=0,0029407$, e o valor crítico a 5% para a distribuição do Qui-quadrado com dois graus de liberdade é 5,99).

Note-se que estes testes da normalidade dos erros são não construtivos¹⁰⁶, uma vez que, se a hipótese da normalidade não fosse confirmada, não se sugeriam procedimentos para os passos seguintes, a não ser tornar a reestimar o modelo utilizando outro método de estimação. É de referir que este teste constitui apenas um teste de simetria e de achatamento, conseqüentemente o facto de não se rejeitar a normalidade não a confirma.

4.5. Testes para detectar a presença de Heterocedasticidade

As estimativas obtidas dependem do pressuposto de que os erros são homocedásticos. Todavia, se os erros forem heterocedásticos, embora as estimativas permaneçam consistentes e assintoticamente normais, a respectiva matriz de covariâncias assintótica difere da usual.

Suponhamos que se estima o modelo não linear $lm_t = lm_t(\theta) + u_t$, com $E(u^T u) = \sigma^2 I$, através do método dos mínimos quadrados, quando na realidade o processo gerador da informação é: $lm_t = lm_t(\theta) + u_t$, com $E(u^T u) = \Omega$, sendo Ω uma matriz diagonal, cujos elementos da diagonal são

¹⁰⁴ Greene, W.H.(1993), pag.310 não sugere a utilização dos erros normalizados para calcular as estatísticas de teste indicadas, embora Davidson e Mackinnon (1993), pag.568-569 sugiram o procedimento descrito.

¹⁰⁵ Para a hipótese de os resíduos serem simétricos, a estatística de teste observada é -0,043283 enquanto que para a hipótese do achatamento a estatística de teste observada é -0,03267.

¹⁰⁶ Greene, W.H.(1993), pag.310.

ω_t^2 ¹⁰⁷. Sendo o interesse as propriedades do estimador $\hat{\theta}$ obtido através do método dos mínimos quadrados não lineares quando não se verifica a homocedasticidade, então teremos que analisar a consistência e a eficiência de $\hat{\theta}$ se aquela hipótese não se verificar.

Mesmo verificando-se $E(\mathbf{u}^T \mathbf{u}) = \Omega$, o resultado assintótico seguinte não é afectado:

$$n^{1/2}(\hat{\theta} - \tilde{\theta}) \stackrel{a}{=} [n^{-1} \text{Lm}(\tilde{\theta})^T \text{Lm}(\tilde{\theta})]^{-1} n^{1/2} \text{Lm}(\tilde{\theta})^T \mathbf{u}, \quad (49)$$

consequentemente, $\hat{\theta}$ continuará consistente desde que se garanta que se verifica a condição de primeira ordem.

Verificando-se a hipótese de heterocedasticidade, a matriz de covariâncias assintótica para o estimador $\hat{\theta}$ vem:

$$p\lim_{n \rightarrow \infty} \{ [n^{-1} \text{Lm}(\tilde{\theta})^T \text{Lm}(\tilde{\theta})]^{-1} [n^{-1} \text{Lm}(\tilde{\theta})^T \Omega \text{Lm}(\tilde{\theta})] [n^{-1} \text{Lm}(\tilde{\theta})^T \text{Lm}(\tilde{\theta})]^{-1} \}, \quad (50)$$

pelo que na generalidade das situações, a matriz de covariâncias não será válida na presença deste problema.

Torna-se necessário proceder a um conjunto de testes para detectar a presença deste fenómeno, isto é, para analisar a especificação dos resíduos que se supõe terem variância constante..

Na hipótese nula tem-se $lm_t = lm_t(\theta) + \mathbf{u}_t$, com $E(\mathbf{u}_t^2) = \sigma^2$, enquanto que na hipótese alternativa, a função de regressão será a mesma, mas supor-se-à a seguinte função escedástica plausível para a especificação dos erros:

$$E(\mathbf{u}_t^2) = h(c + Z_t \cdot \psi) \quad , \quad (51)$$

com $h(\bullet)$ sendo uma função qualquer (possivelmente não linear)¹⁰⁸ que poderá tomar apenas valores positivos, Z_t é um vector $1 \times q$ de observações de variáveis exógenas, c é um parâmetro escalar e ψ é um vector de q parâmetros.

¹⁰⁷ Os elementos ω_t^2 satisfazem a condição $\omega_{\min}^2 < \omega_t^2 < \omega_{\max}^2$ para todo o t , pelo que à medida que $t \rightarrow \infty$, ω_t^2 deverá ter limite.

Se todos os elementos do vector ψ forem nulos, então $h(c+Z_t.\psi)=h(c)$, isto é, será uma constante que podemos admitir ser σ^2 . Deste modo, testar-se-à a hipótese nula de homocedasticidade, contra a hipótese alternativa de heterocedasticidade, testando a restrição $\psi=0$.

Definindo ζ_t como a diferença entre u_t^2 e a sua esperança condicional, permite-nos ter a seguinte equação para u_t^2 :

$$u_t^2 = h(c+Z_t.\psi) + \zeta_t \quad , \quad (52)$$

equação esta que constitui um modelo de regressão. Refira-se que o termo ζ_t pode não ser tão bem comportado como os termos aleatórios da maioria dos modelos de regressão, uma vez que a distribuição de u_t^2 será, regra geral, enviesada para a direita, embora possua, por definição, média nula e se assuma que tem variância finita e constante.

Supondo que se observa na realidade u_t , poder-se-ia testar a hipótese nula através da regressão Gauss-Newton:

$$u_t^2 - \hat{\sigma}^2 = h'(\hat{c}).a + h'(\hat{c}).Z_t.d + \text{resíduos} \quad , \quad (53)$$

onde $h'(\hat{c})$ é a derivada de $h(\bullet)$, avaliada em $c=\hat{c}$ ¹⁰⁹ e $\psi=0$. Como $h'(\hat{c})$ é simplesmente uma constante, a regressão pode ser reescrita:

$$u_t^2 - \hat{\sigma}^2 = a + Z_t.d + \text{resíduos} \quad . \quad (54)$$

Repare-se que nem a função escedástica nem as suas derivadas surgem nesta regressão, pelo que os testes baseados na mesma não dependem da forma funcional dos erros. Por outro lado, como $\hat{\sigma}^2$ é uma constante, a função de regressão pode ser simplificada:

$$u_t^2 = b + Z_t.d + \text{resíduos} \quad . \quad (55)$$

Como estatística de teste para $d=0$ poder-se-à utilizar a estatística F ou a estatística de teste

¹⁰⁸ Note-se que a função escedástica (49) tem como casos particulares as seguintes especificações: i) $E(u_t^2) = \sigma^2(1+\psi Z)$; ii) $E(u_t^2) = \sigma^2[\exp(\psi Z)]$.

¹⁰⁹ Sob a hipótese nula de que $\psi=0$, a estimativa para c é o valor de \hat{c} que torna $h'(\hat{c}) = \hat{\sigma}^2$.

$n \times R^2$ (que terá, sob a hipótese nula, distribuição assintótica do Qui-Quadrado, com graus de liberdade equivalentes a m -número de regressores de teste).

Na prática, os erros que aderem a um modelo de regressão não são observados. Contudo, é possível utilizar os resíduos do método dos mínimos quadrados não lineares \hat{u}_i , resultantes da estimação do modelo¹¹⁰.

O grande problema, quando se procura implementar este tipo de testes, é escolher os regressores de teste Z_i , uma vez que, em princípio, poderão incluir qualquer variável susceptível de provocar heterocedasticidade. À partida, existe pouca informação sobre qual a forma que a heterocedasticidade poderá assumir, se a hipótese nula for rejeitada, pelo que se torna mais difícil a escolha dos regressores Z_i . Uma abordagem para esta situação foi sugerida por White no contexto dos modelos lineares¹¹¹.

Optou-se por efectuar um teste do tipo do preconizado por White, por forma a testar se a hipótese da homocedasticidade é sustentável (Anexo 17). Quando se realiza o teste referido, verifica-se que a hipótese nula de homocedasticidade não é rejeitada¹¹². Contudo, refira-se que o teste de White, apesar de ser consistente contra um vasto leque de alternativas de heterocedasticidade, não é muito poderoso para pequenas amostras. Neste caso, o número de regressores na função de regressão não é pequeno, o que implica um elevado número de regressores de teste e, consequentemente, muitos graus de liberdade, pelo que, a menos que a amostra seja muito grande, se aumenta o risco do teste perder poder. Na situação presente, a amostra é relativamente pequena (60

¹¹⁰ Pode-se demonstrar que a substituição de u_i^2 por \hat{u}_i^2 não tem qualquer efeito sobre a distribuição assintótica dos testes para $d=0$.

¹¹¹ White sugeriu que os regressores Z_i deveriam ser constituídos pelos regressores, pelos respectivos quadrados e produtos cruzados, abandonando-se o termo constante (se existir) e qualquer outra coluna que provoque colinearidade na matriz $[1 \ Z_1 \dots \ Z_m]$. Esta sugestão deriva do facto da matriz de covariâncias produzida pelo método dos mínimos quadrados lineares ser assintoticamente válida desde que $E(u_i^2)$ fosse o mesmo incondicionalmente, tal como condicionalmente nos regressores ao quadrado e nos respectivos produtos cruzados.

¹¹² Sendo a estatística de teste $n \times R^2 \sim \chi_{(m)}$ (com m sendo o número de regressores de teste), a estatística observada é 34,77884 e o valor crítico, a 5%, da distribuição do Qui-quadrado com 30 graus de liberdade é 43,77. Note-se que foram eliminados 5 dos regressores, por se encontrarem correlacionados com os restantes.

observações), pelo que é conveniente reduzir a direcção do teste, aumentando, em consequência, o poder do mesmo.

Um dos procedimentos possíveis será modificar o teste White de modo a excluir os regressores de teste que são produtos cruzados dos regressores do modelo. Quando se procede deste modo (ver Anexo 17), verifica-se que a hipótese nula também não é rejeitada, seja, quando se considera como regressores de teste, os regressores do modelo e o respectivo quadrado¹¹³, seja considerando apenas os regressores do modelo¹¹⁴, ou considerando somente o quadrado dos regressores do modelo¹¹⁵.

Outra possibilidade para escolher os regressores de teste Z_i é utilizar o quadrado dos valores previstos. Quando se executa este teste (anexo 17), igualmente o resultado confirma a hipótese nula de homocedasticidade (a estatística de teste observada é -0.0035188).

O teste de White é um teste muito genérico, como já se referiu. Para se realizar esse teste não são necessários pressupostos específicos sobre a natureza da homocedasticidade. Todavia, se se adoptar uma função escedástica específica para a hipótese alternativa de heterocedasticidade é possível construir testes mais poderosos.

Uma hipótese alternativa para a função escedástica é $E(u_i^2) = \sigma^2[(Z_i)^\psi]$. Novamente, na hipótese nula, correspondente a $\psi=0$, os erros serão homocedásticos. Como a derivada desta função escedástica em ordem a ψ é $\sigma^2[(Z_i)^\psi].\log(Z_i)$, então para testar aquela hipótese nula teremos que proceder à regressão de \hat{u}_i^2 numa constante e em $\sigma^2[(Z_i)^\psi].\log(Z_i)$, avaliado sob a hipótese nula (se $\psi=0$, então a derivada indicada é $\hat{\sigma}^2.\log(Z_i)$). Adoptando como especificação para Z_i os valores previstos, a regressão de Gauss-Newton correspondente será:

$$\hat{u}_i^2 = \mathbf{b} + \log[Lm(\hat{\theta})].\mathbf{d} + \text{resíduos} \quad (56)$$

¹¹³ A estatística de teste observada é 10,72763 e o valor crítico a 5% para $\chi_{(13)}$ é 22,36.

¹¹⁴ A estatística de teste observada é 0,96721 e o valor crítico a 5% para $\chi_{(7)}$ é 14,07.

¹¹⁵ A estatística de teste observada é 1,34214 e o valor crítico a 5% para $\chi_{(7)}$ é 14,07.

e a estatística de teste será a estatística t para o parâmetro d , que terá sob a hipótese nula distribuição assintótica $N(0,1)$. Quando se realiza este teste (anexo 17) a hipótese nula não é rejeitada, pois $t_{obs} = -0.050331$.

4.6. Teste para detectar heterocedasticidade condicional autoregressiva

O fenómeno de heterocedasticidade está habitualmente associados a modelos seccionais, enquanto que os modelos temporais são tipicamente estudados em contextos de processos homocedásticos. Contudo, para os modelos temporais é frequente encontrar evidência da presença de heterocedasticidade, que assume uma forma específica, conhecida por heterocedasticidade condicional autoregressiva. Basicamente, os erros tendem a agrupar-se em sequências de erros pequenos, períodos de erros mais voláteis, nova sequência de erros de reduzida volatilidade e, assim sucessivamente. A sequência dos erros parece depender dos períodos anteriores, pelo que a variância é autoregressiva (razão pela qual se adoptou a designação do fenómeno - heterocedasticidade condicional autoregressiva -ARCH). Assim sendo, a hipótese alternativa é semelhante à apresentada na equação (51), diferindo pelo facto de a variável Z_t ser constituída pelos erros desfasados. Para esta hipótese, a função de regressão será a mesma, mas supor-se-à a seguinte função escedástica para o modelo ARCH original:

$$\sigma_t^2 = E(u_t^2 | \Omega_t) = h(c + Z_t, \psi) = \omega + \psi_1 u_{t-1}^2 + \psi_2 u_{t-2}^2 + \dots + \psi_p u_{t-p}^2 \quad , \quad (57)$$

onde Ω_t representa o conjunto de informação a partir da qual σ_t^2 , a variância de u_t , será condicionada (tipicamente é constituída por toda a informação anterior a t).

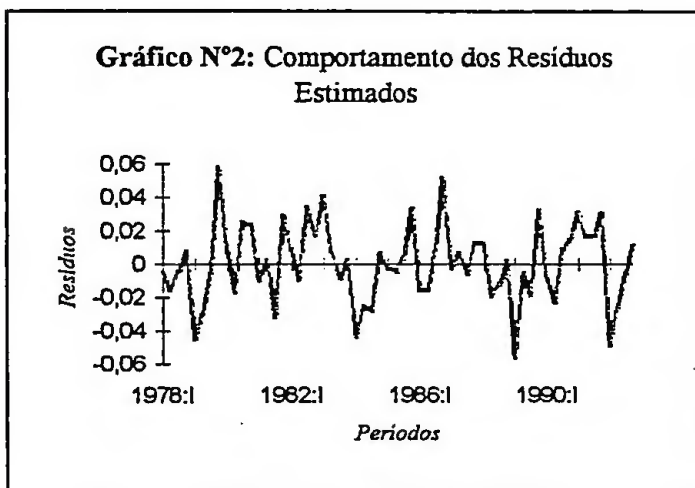
Sob a hipótese nula dos erros serem homocedásticos, todos os ψ_i serão nulos, testando-se esta hipótese através da regressão artificial seguinte:

$$\hat{u}_t^2 = a + c_1 \cdot \hat{u}_{t-1}^2 + c_2 \cdot \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + c_p \cdot \hat{u}_{t-p}^2 + \text{resíduos} \quad . \quad (58)$$

onde \hat{u}_t representa os resíduos da estimação dos mínimos quadrados do modelo de regressão ao

qual u_i adere. A estatística de teste será a estatística F , ou simplesmente nR^2 , para a $c_i=0$ ($i=1, \dots, p$).

Em geral, é sensato proceder a este tipo de teste pela mesma razão que se procedem a testes para detectar correlação em série, uma vez que podem ser indicadores de outros tipos de erros de especificação. Quando se testava a especificação da média condicional para detectar correlação em série, o facto da hipótese nula ser rejeitada podia ou não indicar que o termo aleatório efectivamente seguia um processo autoregressivo de ordem p . O mesmo sucede quando se procede ao teste da presença de ARCH, ou seja, se se encontrar evidência da sua presença, tal poderá, ou não, significar que realmente existe heterocedasticidade condicional autoregressiva, uma vez que os resíduos desfasados podem actuar como proxies para as variáveis omitidas desfasadas $Lm_{t-p}(\hat{\theta})$ e lm_{t-p} (pois $\hat{u}_{t-p} = lm_{t-p} - Lm_{t-p}(\hat{\theta})$).



No gráfico n° 2 apresenta-se a sequência dos erros face ao tempo. Da análise do gráfico, verifica-se que, aparentemente, os erros não seguem sequências de maior e menor volatilidade, logo, a hipótese não deverá ser aceitável.

Quando se procede a este teste (ver anexo 17) verifica-se que a hipótese de presença de ARCH de ordem p (foram testadas as ordens $p=1$ até $p=8$) é sempre rejeitada¹¹⁶.

4.7. Teste para detectar quebra de estrutura

¹¹⁶ Para $p=1$, $\chi_{obs}=1,53973$ (o valor P é $\approx 21,466\%$). Para $p=2$, $\chi_{obs}=3,05057$ (o valor P é $\approx 21,756\%$). Para $p=3$, $\chi_{obs}=3,35447$ (o valor P é $\approx 34,013\%$). Para $p=4$, $\chi_{obs}=3,93477$ (o valor P é $\approx 41,491\%$). Para $p=5$, $\chi_{obs}=4,02977$ (o valor P é $\approx 54,514\%$). Para $p=6$, $\chi_{obs}=5,62404$ (o valor P é $\approx 46,659\%$). Para $p=7$, $\chi_{obs}=7,68094$ (o valor P é $\approx 36,157\%$). Para $p=8$, $\chi_{obs}=10,34813$ (o valor P é $\approx 24,144\%$).

Um problema que se pode colocar quando se procura estimar os coeficientes de uma regressão é saber se os mesmos se mantêm constantes quando se considera a amostra subdividida, ou seja, se se verifica ou não uma quebra de estrutura.. A análise deste problema torna-se mais relevante, dada a integração de Portugal na União Económica e os eventuais efeitos da mesma nos parâmetros do modelo. Deste modo, torna-se necessário proceder a um teste com este fim, não só em virtude da alteração do contexto macroeconómico, como também por ser um processo para testar se o modelo se encontra correctamente especificado.

Tendo a integração de Portugal ocorrido em 1986, a amostra será subdividida em dois grupos (o grupo 1 agrega as observações ocorridas antes da integração e o grupo 2 as verificadas após a mesma). Suponha-se o vector $\psi = [\psi_1 \dots \psi_n]$, com $\psi_t = 0$ se a observação t pertencer ao grupo 1 e $\psi_t = 1$ quando a observação t pertencer ao grupo 2.

Na hipótese nula o modelo vem: $lm_t = lm_t(\theta) + u_t$, com $E(u^T u) = \sigma^2 I$. A hipótese alternativa pode ser expressa do seguinte modo: $lm_t = lm_t[\theta_1(1-\psi_t) + \theta_2\psi_t] + u_t$, com $E(u^T u) = \sigma^2 I$, pelo que, se a observação t pertencer ao primeiro grupo, a função de regressão é $lm_t(\theta_1)$, enquanto que, se pertencer ao segundo, é $lm_t(\theta_2)$. Assim sendo, a alternativa pode ser reescrita do seguinte modo: $lm_t = lm_t[\theta_1 + (\theta_2 - \theta_1)\psi_t] + u_t = lm_t[\theta_1 + \tau \cdot \psi_t] + u_t$, donde resulta que a hipótese nula se traduz por $\tau = 0$. Sendo a hipótese nula um conjunto de restrições sobre os parâmetros da função de regressão não linear, é possível recorrer à regressão Gauss-Newton seguinte:

$$lm_t - lm_t(\hat{\theta}) = Lm_t(\hat{\theta}) \cdot b + \psi_t Lm_t(\hat{\theta}) \cdot c + \text{resíduos} \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \hat{u}_t = Lm_t(\hat{\theta}) \cdot b + \psi_t Lm_t(\hat{\theta}) \cdot c + \text{resíduos} \quad (59)$$

A estatística de teste será a estatística F para a hipótese nula $c = 0$, e terá k graus de liberdade no numerador (sendo k o número de parâmetros) e $n - 2k$ graus de liberdade no denominador (sendo n o número de observações).

A estatística de teste descrita é válida apenas sob o forte pressuposto de que $E(u^T u) = \sigma^2 I$.

Contudo, este pressuposto não será aceitável quando se testa a quebra de estrutura, uma vez que, se o vector de parâmetros diferir para as duas sub-amostras, a variância também não se manterá constante. Nesta situação, será mais simples e válido recorrer a uma abordagem que utilize uma estatística de teste robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade, como a descrita no ponto 3.8. É sempre sensato utilizar este tipo de testes conjuntamente com os testes baseados na regressão Gauss-Newton (59), pois se ambos os tipos de testes contra a mesma alternativa produzirem resultados similares, então esses resultados devem, com maior probabilidade, ser credíveis.

Quando se procede ao teste da hipótese indicada (anexo 18) através da estatística de teste baseada na regressão (59), a estatística de teste F observada é 4,5555, sendo o valor crítico a 95% para a distribuição F com 9 graus no numerador e 42 graus de liberdade no denominador 2,11187512. Verifica-se assim que a estatística é significativa, sendo a hipótese nula rejeitada e sendo de aceitar um eventual erro de especificação.

Embora através do teste agora executado se aceite a presença de um erro de especificação, se a mesma hipótese for testada recorrendo à estatística de teste robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade o resultado obtido não é tão conclusivo. Neste caso, a estatística de teste observada é 19,6002 e o valor crítico a 5% da distribuição do Qui-quadrado com 9 graus de liberdade é 16,92. Atendendo ao valor P para esta estatística de teste ($\approx 2.055\%$), existe evidência da existência de quebra de estrutura, mas não certezas sobre se ela efectivamente ocorre. Assim sendo, as conclusões a retirar deverão ser efectuadas com algumas reservas, uma vez que existe probabilidade da alteração do contexto macroeconómico ter repercussões sobre todos os parâmetros estimados.

Embora neste teste se tenha analisado o comportamento de todos os parâmetros, tem todo o interesse testar se o comportamento de apenas alguns dos parâmetros do modelo se mantem constante quando se considera a amostra subdividida. A modificação da hipótese nula e da hipótese alternativa considerada no caso anterior é simples, de modo a proceder a este teste. A regressão

Gauss-Newton vem, para este caso:

$$lm - lm(\hat{\theta}) = Lm(\hat{\theta})|_{\theta_1} \cdot a + Lm(\hat{\theta})|_{\theta_2} \cdot b + \psi Lm(\hat{\theta})|_{\theta_2} \cdot c + \text{resíduos} \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \hat{u} = Lm(\hat{\theta})|_{\theta_1} \cdot a + Lm(\hat{\theta})|_{\theta_2} \cdot b + \psi Lm(\hat{\theta})|_{\theta_2} \cdot c + \text{resíduos} \quad , \quad (60)$$

onde θ_1 é um vector de l parâmetros (que se assumem ser constantes quando a amostra é dividida), θ_2 é um vector de m parâmetros (sobre os quais incide o teste), $Lm(\hat{\theta})|_{\theta_1}$ é uma matriz $n \times l$ com elemento típico $\delta[lm(\theta_1, \theta_2)]/\delta(\theta_{1i})$, avaliada nas estimativas $\hat{\theta}$ obtidas sob a hipótese nula e $Lm(\hat{\theta})|_{\theta_2}$ é uma matriz $n \times m$ com elemento típico $\delta[lm(\theta_1, \theta_2)]/\delta(\theta_{2j})$, igualmente avaliada sob as estimativas sob a hipótese nula.

Tal como no teste anterior, a estatística de teste, para a hipótese nula $c = 0$, será a estatística F para a hipótese nula $c = 0$, e terá, neste caso, m graus de liberdade no numerador e $n - l - 2m$ graus de liberdade no denominador (sendo n o número de observações).

Optou-se por analisar o comportamento de dois dos parâmetros estimados - o parâmetro κ (relativo à economia subterrânea) e o parâmetro β (relativo à variável Y_{α}) - isoladamente e em conjunto (anexo 18) e ainda o comportamento do parâmetro $\ln \alpha$. Novamente, decidiu-se utilizar testes que recorrem a estatísticas robustas face a formas desconhecidas de heterocedasticidade, conjuntamente com os testes baseados na regressão Gauss-Newton (60).

Quando se testa o comportamento do parâmetro β , verifica-se que ambos os testes confirmam a hipótese nula¹¹⁷, tal como sucede quando se analisa o comportamento do parâmetro κ isoladamente¹¹⁸ e o comportamento do parâmetro $\ln \alpha$ ¹¹⁹.

Igualmente quando se testa conjuntamente o comportamento dos parâmetros β e κ verifica-

¹¹⁷ Para o caso do teste baseado na regressão (60), $t_{\text{obs}} = -0,213286$. A estatística de teste robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade tem como valor observado 0,092126, sendo o valor crítico a 5% para a distribuição χ com 1 grau de liberdade 3,84.

¹¹⁸ A estatística de teste observada é $t_{\text{obs}} = 0,085508$. A estatística de teste robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade é $\chi_{\text{obs}} = 0,013765$.

¹¹⁹ A estatística de teste observada é $t_{\text{obs}} = 0,213698$. A estatística de teste robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade é $\chi_{\text{obs}} = 0,098329$.

-se que a hipótese nula é aceite¹²⁰.

4.8. Síntese dos Resultados Alcançados

Da confrontação da especificação adoptada para o modelo com as diferentes hipóteses alternativas é possível retirar algumas conclusões.

A aplicação do modelo de ajustamento parcial a este estudo é aceitável, atendendo a que o parâmetro δ se situa no intervalo que garante a estacionaridade do modelo ($0 < \hat{\delta} < 1$) e a hipótese de que $\delta=1$ não é aceitável¹²¹. Todavia, alguns dos restantes coeficientes estimados apenas serão estatisticamente significativos se aumentarmos o risco de cometermos erros de tipo II, pelo que a relação obtida é pouco precisa. Deste modo, é natural que a precisão das estimativas a obter para a economia subterrânea venha a reflectir esta reduzida precisão.

A interpretação dos resultados deve ser efectuada com algumas reservas, uma vez que se constata que o peso da última observação é muito relevante (ver Anexo 14), isto é trata-se de uma observação influente. Contudo, não existem razões para duvidar da forma como os dados foram obtidos para esse período.

Quando se testa o modelo contra a presença de correlação em série, os testes não revelam evidência deste fenómeno, podendo-se concluir que as estimativas obtidas, quer para os parâmetros (dada a presença de uma variável dependente desfasada), quer para a matriz de variâncias e covariâncias, são consistentes.

Relativamente às hipóteses relativas à simetria e ao achatamento, estas são compatíveis com os dados, pelo que não surgem indícios de erros de especificação por esta via e o método de estimação utilizado é susceptível de produzir estimativas eficientes.

¹²⁰ A estatística de teste observada é $F_{obs}=0.023205$, sendo o valor crítico a 5% da distribuição F com 2 e 49 graus de liberdade, respectivamente, no numerador e no denominador é $\cong 3,1866$. A estatística de teste robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade é $\chi_{obs}=0.095322$ ($\chi_{(2)}=5,99$, para o nível de significância de 5%)

Quando se confronta a especificação do modelo com a hipótese de omissão de variáveis verifica-se que existe evidência de que estão omitidas variáveis do modelo. Ao se efectuar o teste designado por Reset na sua forma mais simples conclui-se que efectivamente existe um erro de especificação do modelo por esta via. No entanto, dado que o teste Reset possui melhores performances em pequenas amostras quando se utilizam como proxies para as variáveis omitidas as potências até ao quarto grau, o teste implementado deste modo apenas indicia que este erro pode ocorrer. Deste modo é provável a existência deste tipo de problema, podendo eventualmente dever-se ao facto de, no modelo de ajustamento parcial considerado, se assumir que o ajustamento é somente uma função de magnitudes nominais (recordando a equação (39), pressupôs-se que $\phi=0$), dadas as dificuldades em conhecer o nível de preços verificado no sector subterrâneo e consequentemente o nível de preços verificado na economia incluindo ambos os sectores.

Quando se confronta a especificação do modelo contra a presença de heterocedasticidade a hipótese alternativa foi sempre rejeitada, pelo que é de admitir que a matriz de variâncias e covariâncias estimada é válida.

A credibilidade deste modelo resente-se fortemente quando se analisa a eventual existência de uma quebra de estrutura. A evidência é de que a mesma efectivamente existe (se atendermos ao teste efectuado baseado na regressão artificial) ou tem probabilidade muito elevada de existir (atendendo aos resultados da estatística de teste robusta a formas desconhecidas de heterocedasticidade), consequentemente é de crer que a integração de Portugal na União Europeia se repercute no modelo. Aliás, este resultado seria de esperar atendendo às transformações que o País sofreu e em particular as variáveis sobre as quais o estudo se baseia, pelo que as conclusões relativamente à economia subterrânea serão efectuadas com um grau de cepticismo elevado. Note-se que se tentou estimar o modelo dividindo a amostra (para o período antecedente e posterior à integração)

¹²¹ Para a hipótese nula $\delta^0=1$, a estatística de teste $t=(\hat{\delta}-\delta^0)/\sigma_{\hat{\delta}}$ tem distribuição t com $n-2$ graus de liberdade. Logo $t_{obs} \cong 7,64739$, sendo de rejeitar a hipótese nula.

tendo-se obtido resultados muito fracos.

5. Análise da Economia Subterrânea Estimada

Atendendo ao facto de a especificação adoptada para o modelo, quando confrontada com outras alternativas, ter passado razoavelmente em todos os testes adoptados, com excepção do teste relativo à quebra de estrutura (o que levanta sérias dúvidas sobre a credibilidade dos parâmetros estimados) aceitar-se-á que o processo estimado é o processo gerador de informação.

5.1. Análise das estimativas obtidas para os parâmetros do modelo e respectiva matriz de covariâncias

Aceitando o processo estimado como o processo gerador de informação poderemos debruçarmo-nos sobre as estimativas obtidas quer para os parâmetros quer para a matriz de covariâncias.

Para os modelos não lineares, não é possível obter expressões exactas, em amostras finitas, para a matriz de variâncias e covariâncias, embora se obtenha o resultado assintótico seguinte:

$$V(\hat{\theta}) \cong \sigma_0^2 [n^{-1} X(\theta_0)^T X(\theta_0)]^{-1} \quad , \quad (60)$$

ou seja, obtém-se apenas uma aproximação. A qualidade dessa aproximação dependerá necessariamente do modelo em causa e da dimensão da amostra (será melhor se o modelo for aproximadamente linear ou se a dimensão da amostra for grande, o que não se verifica para o estudo que se está a efectuar, pelo que a qualidade desta matriz estimada se ressentirá) e evidentemente depende dos valores estimados para σ_0^2 e θ_0 . Saliente-se que, pelo facto da matriz de covariâncias constituir uma aproximação, torna-se muito arriscado basear sobre ela testes de hipóteses e intervalos de confiança.

No quadro N^o 10 apresenta-se a matriz de covariâncias estimada para o modelo adoptado.

QUADRO Nº 10: Matriz de Covariâncias Estimada¹²² para o modelo Adoptado

	ln α	β	γ	λ	α_2	α_3	α_4	κ
ln α	2,65181							
β	1,0848	0,46374						
γ	0,036747	0,0022208	0,011419					
λ	-1,34313	-0,56573	-0,0065004	0,69473				
α_2	0,014736	0,0068583	-0,00039801	-0,0081889	0,00012721			
α_3	-0,00069325	-0,00038175	0,000051763	0,00042947	-8,39699E-06	7,05936E-07		
α_4	6,80592E-06	5,11584E-06	-1,2752E-06	-5,24233E-06	1,38405E-07	-1,41302E-08	3,15082E-10	
κ	0,040137	0,020201	-0,0024322	-0,023533	0,00050657	-0,000036207	6,3989E-07	0,0038339

Repare-se que a matriz de covariâncias estimada para o modelo de regressão não linear apresentada é exactamente a mesma que se obtém com a regressão Gauss-Newton, com os mesmos parâmetros (ver Anexo 14).

A estimativa para a matriz de covariâncias da regressão Gauss-Newton será $s^2[X(\hat{\theta})^T X(\hat{\theta})]^{-1}$, com $s^2 = [(y - X(\hat{\theta}))^T (y - X(\hat{\theta}))] / (n - k)$ sendo a estimativa da variância, tanto para a regressão artificial, como para a regressão não linear original. Como a regressão artificial não tem qualquer poder explicativo, ambas as regressões terão os mesmos resíduos.

O resultado assintótico para um modelo de regressão não linear correctamente especificado é $n^{1/2}(\hat{\theta} - \theta_0) \overset{a}{\sim} N(0, \sigma_0^2 [n^{-1} X(\theta_0)^T X(\theta_0)]^{-1})$, onde $X(\theta_0)$ é a matriz de derivadas da função de regressão $X(\theta)$, avaliadas no verdadeiro vector de parâmetros θ_0 . Como s^2 estima consistentemente σ_0^2 e, dado que $\hat{\theta}$ estima consistentemente θ_0 , então $n^{-1} X(\hat{\theta})^T X(\hat{\theta})$ deve estimar consistentemente $n^{-1} X(\theta_0)^T X(\theta_0)$. Sendo o interesse a distribuição de $\hat{\theta} - \theta_0$, e não $n^{1/2}(\hat{\theta} - \theta_0)$, para obter uma estimativa da matriz de covariâncias teremos que substituir as quantidades σ_0^2 e $n^{-1} X(\theta_0)^T X(\theta_0)$ pelas estimativas consistentes das mesmas, agora indicadas, e dividir o resultado por n . Note-se que, deste modo, a matriz de covariâncias para o vector \hat{b} , da regressão auxiliar, fornece uma estimativa válida para a matriz de covariâncias das estimativas do método dos mínimos quadrados não linear.

Relativamente aos coeficientes estimados constata-se que a estimativa para o parâmetro δ é aceitável (ponto 4.8.). No entanto, algumas das estimativas obtidas para os parâmetros da procura de moeda em circulação desejada são contraditórias face à teoria, o que levanta novas dúvidas sobre a aplicabilidade do modelo à situação Portuguesa. Atendendo às condições (9a), (9b) e (9c), seria de esperar que os parâmetros estimados conduzissem a estimativas para μ_{mr} , μ_{mp} e μ_{my} con-
dizentes com a teoria. Todavia, à partida, a estimativa obtida para o parâmetro λ implica um valor negativo para μ_{mp} ¹²³, o que não é sustentado teoricamente, indiciando um eventual erro de especi-
ficação. Saliente-se, a propósito deste resultado, que a aplicabilidade deste modelo a Portugal pode ser criticada, dado o facto de se basear no pressuposto extremamente forte de as transacções não registadas oficialmente serem exclusivamente efectuadas em moeda corrente, quando na realidade as autoridades fiscalizadoras muito dificilmente conseguem ter acesso às contas bancárias dos agentes económicos, o que possibilita que o pagamento deste tipo de transacções possa, efectiva-
mente e correntemente, ser realizado através da movimentação das referidas contas bancárias, excluídas, *a priori*, da análise.

5.2. Análise das estimativas obtidas para a economia subterrânea

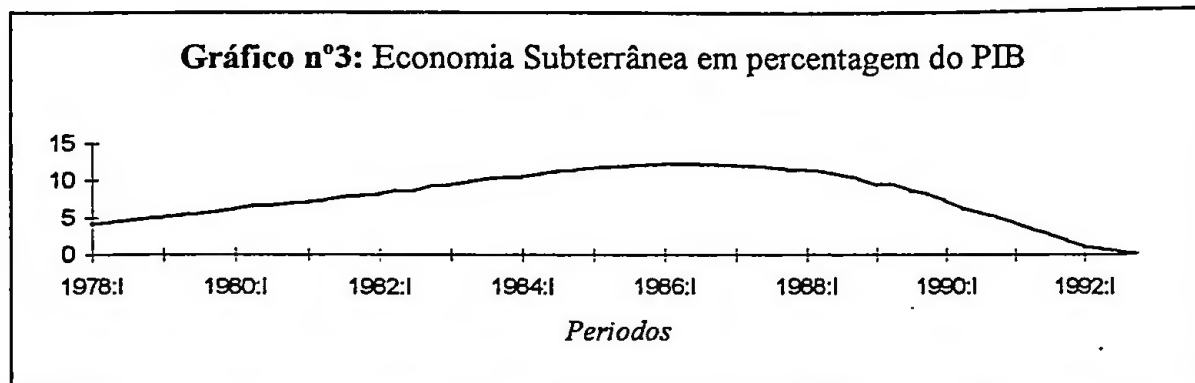
Apesar dos resultados agora indicados, obtiveram-se estimativas para a economia subterrânea. A estimativa para a “economia oculta” foi calculada através da equação (12), determinando-se o respectivo desvio padrão através da equação (13)¹²⁴.

Se analisarmos a evolução do peso das estimativas obtidas para a economia subterrânea face ao PIB (gráfico nº3), constata-se que até à integração de Portugal na Comunidade Europeia, os valores estimados do fenómeno indiciam um crescimento contínuo do mesmo, superior inclusive

¹²² Ver Anexo 14.

¹²³ Note-se que a estimativa para μ_{mp} , de acordo com a equação (9b), depende não só do parâmetro λ , cujo coeficiente estimado é negativo, como da relação $(1 - Y_{St}^K)$, que, atendendo aos valores estimados, será positiva para a maioria das observações, conduzindo, conseqüentemente, a uma estimativa para μ_{mp} negativa.

ao crescimento do PIB oficial, dado que se verifica um aumento da sua importância relativamente ao PIB.

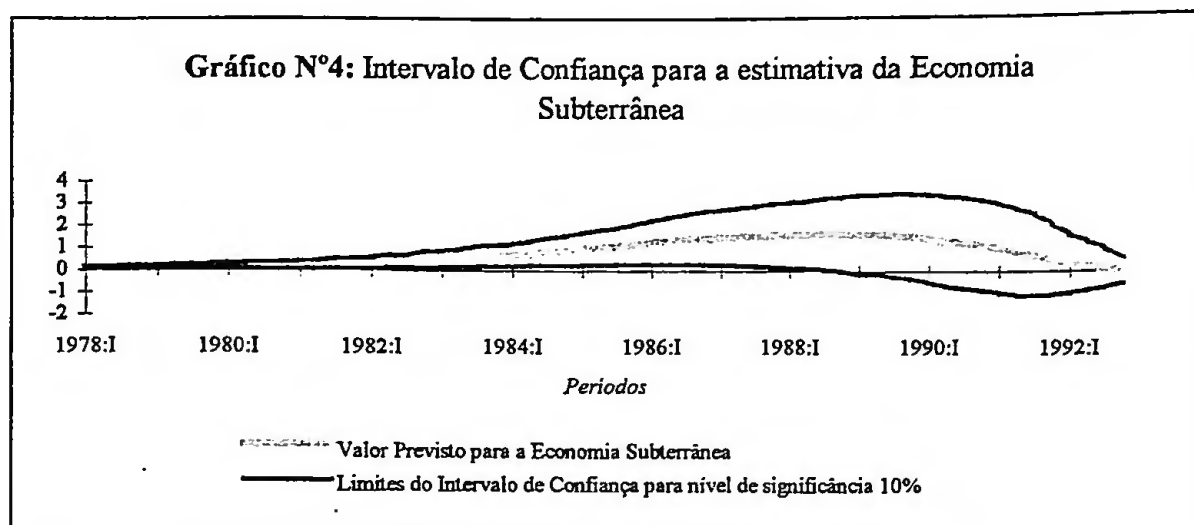


Após a integração, os valores estimados para a economia subterrânea, relativamente ao PIB, estabilizam durante os primeiros anos da integração -representando cerca de 10-11% do PIB-, para verificarem em seguida uma tendência decrescente, caminhando para o desaparecimento. Este resultado pode parecer surpreendente, mas pode representar o facto de o sistema de mensuração das Contas Nacionais, que entretanto foi alterado (com reflexos na avaliação do PIB para o período pós 1986), consegue abarcar este fenómeno.

Como seria de esperar, a precisão das estimativas obtidas não é muito elevada, pelo que a credibilidade das mesmas se ressentem. Note-se que são justamente os valores estimados para este fenómeno que representam uma maior percentagem do PIB que apresentam uma menor precisão, como é possível verificar no gráfico¹²⁵ seguinte.

¹²⁴ Os valores calculados encontram-se no anexo 19

¹²⁵ Perante modelos não lineares, é mais fiável construir intervalos de confiança utilizando a distribuição t com $n-k$ graus de liberdade. Note-se que o intervalo de confiança será mais amplo. Por outro lado, como o modelo é não linear e a dimensão da amostra é relativamente pequena, é aconselhável reduzir o nível de confiança. O intervalo de confiança aproximado $\hat{Y}_{St} \pm c_{\alpha} \times DP(\hat{Y}_{St})$ incluirá o verdadeiro valor de \hat{Y}_{St} com probabilidade $(1-\alpha)$, sendo \hat{Y}_{St} a estimativa obtida para a economia subterrânea através da equação (12), c_{α} o valor crítico a 10% para $t_{(n-k)}$ e $DP(\hat{Y}_{St})$ o desvio padrão para \hat{Y}_{St} obtido através da equação (13).



Relativamente à comparação das estimativas obtidas com outras estimadas através de outros processos, dever-se-á salientar à partida que as estimativas existentes são muito díspares, para além de serem obtidas para valores anuais e se encontrarem avaliadas noutra agregado económico, o PNB. Por exemplo, se compararmos as estimativas relativas a 1981 apresentadas no quadro n° 1, com as obtidas através deste método -para os quatro trimestres do ano indicado, situam-se entre 7,02% e 7,9%- verifica-se que as estimativas agora obtidas são inferiores. Se se efectuar a comparação com as estimativas apresentadas por Godinho Mira (1987) para o ano referido, os valores estimados para a economia subterrânea nesse trabalho representam cerca de 18% do PNB. Contudo, a estimativa apresentada no IDG(85) para este ano é 8,4%, enquanto que a estimativa obtida por Cocco e Santos(84) é 8,7%. Saliente-se que as estimativas obtidas através da metodologia agora utilizada procuram estimar apenas a parte omitida do PIB que se reflecte na moeda em circulação na posse do público, razão pela qual é tão crucial o pressuposto de que as transacções realizadas na economia subterrânea sejam apenas efectuadas em moeda corrente. Este pressuposto é igualmente crucial na obtenção das estimativas obtidas por Cocco e Santos e no trabalho do IDG¹²⁶.

¹²⁶ Nestes dois trabalhos a obtenção das estimativas pressupõe um ano base inicial em que a taxa de imposto é mula

CONCLUSÃO

Neste trabalho procurou-se estimar a dimensão da economia subterrânea. Dada a polémica existente em torno destas actividades, desde logo visível nas inúmeras denominações para o mesmo fenómeno, entendemos ser útil reflectir sobre o conceito.

Independentemente da terminologia adoptada, a definição é relativamente consensual, circunscrevendo-se o fenómeno ao conjunto das actividades produtivas e distributivas que, na sua maior parte, não surgem nas estatísticas oficiais. Esta realidade engloba um vastíssimo leque de actividades, cuja principal característica é a fuga aos mecanismos sociais de controlo. É de realçar a grande cumplicidade existente entre os agentes económicos que se dedicam a estas práticas, já que delas todos retiram vantagens: os empregadores, em virtude do aumento da flexibilidade da gestão e da competitividade (dada a redução dos custos, por exemplo, com encargos sociais e fiscais); os trabalhadores, por poderem complementar os seus rendimentos inexistentes ou insuficientes, já que não possuem outra alternativa para melhorarem o respectivo bem-estar.

Após a abordagem do conceito, debruçámo-nos, genericamente, sobre as repercussões económicas da existência destas actividades.

Uma consequência imediata da presença deste fenómeno deriva do facto de grande parte dos indicadores macroeconómicos oficiais surgirem falsificados, pois a informação que fornecem não englobará o conjunto das actividades efectivamente realizadas, mas apenas as registadas pelos mecanismos oficiais. Esta é uma questão importante, uma vez que é com base nesses dados estatísticos que se tomarão decisões, em particular, as relativas à orientação da política macroeconómica.

A repercussão destas actividades faz-se igualmente sentir na eficiência da afectação dos recursos. Repare-se que este fenómeno introduz deformações na actividade económica, acentuando desigualdades na repartição do rendimento entre os agentes cumpridores das normas

socialmente estabelecidas e os prevaricadores das mesmas. Como os agentes oficiais e subterrâneos competem no mesmo mercado (vendendo o mesmo produto ou bens substitutos) e beneficiando os últimos de menores custos, a competição entre os dois sectores torna-se desigual, verificando-se que o recurso a actividades ocultas terá como efeito a erosão da rendibilidade dos capitais investidos na zona oficial da economia.

A abordagem das consequências económicas da existência de actividades subterrâneas passa necessariamente pela análise da carga fiscal e do papel do Estado. Apesar de todos os agentes económicos que se dedicam a actividades subterrâneas fugirem ao fisco, nem todos os indivíduos que praticam evasão fiscal se englobam na definição de economia subterrânea. Todavia, a modelização do seu comportamento é usualmente realizada atendendo a variações da carga fiscal, pois o nível de impostos, para além de ser determinante para as escolhas dos agentes quando optam entre trabalho e lazer, pode constituir um estímulo para que estes se dediquem a actividades irregulares. O papel do governo e do Estado é, nesta matéria, fulcral, pois dele depende o equilíbrio entre o esforço de cumprimento das leis fiscais (a probabilidade de detecção da evasão - que envolve sempre maiores custos para o Estado) e o sistema de penalizações a adoptar em caso de incumprimento. Como foi possível verificar, as diferentes modelizações existentes para equacionar esta problemática dependem de um conjunto de hipóteses, quer sobre a aversão ao risco, quer sobre o conhecimento da probabilidade de detecção, cuja aderência à realidade não é muito credível. No entanto, estas são questões muito sensíveis, pois a adopção de comportamentos prevaricadores depende, em grande parte, da percepção que cada indivíduo tem da realidade (quando avalia quer a justiça inerente ao sistema fiscal, quer o peso das regras e regulamentos governamentais, quer a forma como os restantes agentes se comportam).

É na avaliação da importância deste fenómeno que se verifica grande controvérsia entre os investigadores. As conclusões a retirar quando se avaliam as consequências económicas da economia subterrânea são completamente distintas consoante a dimensão do mesmo. Antes de

procedermos à exposição do modelo, apresentaram-se as diferentes metodologias de avaliação deste fenómeno. A não existência de consenso na escolha do método de avaliação e as estimativas disparez geradas para a dimensão desta realidade contribuíram para aumentar a polémica. Por exemplo, para Portugal, para o ano 1981 as estimativas situam-se entre 8,4% (estimada no trabalho IDG(1985)) e 22% (obtida por Albano Santos (1983)) do PIB.

A controvérsia assinalada ficou a dever-se sobretudo à utilização de métodos de estimação indirectos monetários, ou seja, métodos que recorrem a indicadores monetários para extrair informação sobre a presença e desenvolvimento da economia subterrânea. A fraqueza destes métodos reside na sua dependência de um conjunto de hipóteses muito fortes, em particular que seja aceitável admitir que a maioria das transações se realize em moeda corrente, de forma a não ficarem rastros observáveis pelas autoridades governamentais (assim sendo, é plausível aceitar que um aumento da procura de moeda seja consequência do aumento da economia subterrânea).

Um dos aspectos mais atraentes destas metodologias, face aos métodos directos e casuísticos, à semelhança de outras metodologias indirectas, reside na disponibilidade da informação necessária à estimação. Contudo, a sua adopção pressupõe a aceitação de hipóteses sobre o comportamento dos agentes económicos dificilmente sustentadas pela análise económica na maioria dos países Europeus. Em particular, a hipótese dos pagamentos serem quase que exclusivamente efectuados em moeda corrente apenas será plausível se as normas relativas ao sigilo bancário não protegerem excessivamente o cliente do banco.

A metodologia adoptada, onde se baseia o estudo efectuado neste trabalho, enquadra-se no espírito dos métodos monetários agora descritos e, à semelhança destes, fundamenta-se nesta hipótese extremamente frágil, quando aplicada à situação portuguesa. O uso de cheques em actividades que escapam ao controlo das autoridades oficiais está vulgarizado em Portugal, pois estas dificilmente têm acesso às contas bancárias dos particulares. Por conseguinte, a adequabilidade da metodologia poderá ser criticada.

O modelo adoptado tem por base o estudo efectuado por Dilip Bhattacharyya (1990) e (1996), onde se pressupõe que a procura de moeda em circulação possui duas componentes distintas não observáveis, mas que podem ser modelizadas: uma componente é consequente da economia oficial (exige-se que as respectivas variações sejam explicadas completa e exhaustivamente pelos regressores considerados, sem existirem erros de especificação); a outra componente resulta da economia subterrânea (cujas transacções se supõem ser exclusivamente efectuadas através de moeda corrente).

Partindo destes pressupostos construiu-se um modelo não linear, que serviu de partida para a estimação. A estimação foi realizada através do método dos mínimos quadrados não lineares, a partir do algoritmo de optimização baseado no método generalizado de Gauss-Newton (supondo uma grelha de valores de partida para inicializar a estimação). Dada a não linearidade da função de regressão, a obtenção de convergências revelou-se difícil, em virtude da elevada colinearidade associada às estimativas presentes no modelo.

A estimativa obtida neste passo satisfaz as condições de consistência e normalidade exigidas, embora tenha revelado a presença de problemas com os dados (as duas últimas observações são influentes para os resultados estimados, pelo que, não existindo aparentemente problemas com a informação estatística recolhida, vem levantar reservas na interpretação dos resultados estimados).

Quando se testou a hipótese de presença de autocorrelação, as hipóteses relativas a processos autoregressivos de ordem 4 nunca foram rejeitadas. O resultado alcançado pode ser indicador de um erro de especificação (embora o Dr. Bhattacharyya imponha, como hipótese de partida, que não existem erros na especificação da procura de moeda oficial e consequentemente tenha partido para a correcção do modelo supondo erros autoregressivos), uma vez que muitas formas de má especificação podem originar a sua “aparente” presença (a omissão de variáveis desfasadas no modelo pode produzir o mesmo efeito que a autocorrelação).

Optou-se então por efectuar um teste para detectar restrições de factor comum, isto é, para avaliar se a correcção do modelo através do desfasamento dos resíduos (desfasando a variável dependente e todos os regressores) seria uma hipótese aceitável. Os resultados obtidos conduziram à rejeição da hipótese nula, pelo que, a correcção do modelo por forma a integrar um processo autoregressivo de ordem 4 não seria aceitável.

Perante este cenário, foi necessário rever a especificação do modelo. O modelo alternativo pode ser concebido no âmbito dos modelos de ajustamento parcial (supondo que os agentes económicos vão proceder à minimização dos custos de ajustamento e equilíbrio) e tomando como procura de moeda desejada a procura de moeda definida através da metodologia construída por Bhattacharyya. Como está em causa a obtenção de uma estimativa para a economia subterrânea e se desconhece o nível de preços praticado no sector oculto, estudou-se somente o modelo de ajustamento parcial nominal, visto que o nível de preços verificado no sector subterrâneo é uma variável não observável (consequentemente, também o será o nível de preços verificado na economia para ambos os sectores). Esta hipótese alternativa, quando avaliada na hipótese nula de que não existe ajustamento parcial, resume-se ao modelo de partida pelo que pode ser testada através da regressão Gauss-Newton. Como a hipótese agora apresentada não foi rejeitada quando se considera o ajustamento parcial face ao quarto período antecedente, optou-se pela estimação do modelo com a especificação agora enunciada.

Novamente a obtenção de convergências revelou-se difícil em virtude da elevada colinearidade presente no modelo (o modelo é pobremente identificado) e, simultaneamente, para o vector de parâmetros estimado verifica-se a existência de uma observação influente (relativa ao quarto trimestre de 1992).

Como os rácios t indicavam reduzida significância dos parâmetros estimados e dada a elevada colinearidade, optou-se por fixar o valor do parâmetro relativo à economia subterrânea – o parâmetro foi fixado em 0,584034, o que significa que sugere que as transacções efectuadas na

economia subterrânea não ocorrem exclusivamente através da moeda-, o que veio a possibilitar uma melhoria do nível de significância das estimativas.

Quando as estimativas foram submetidas aos diferentes testes -consistência, normalidade dos resíduos, autocorrelação, heterocedasticidade, heterocedasticidade condicional autoregressiva- as hipóteses alternativas foram sempre rejeitadas.

Confrontando o modelo com a hipótese da presença de variáveis omitidas, o resultado indica uma grande probabilidade de a mesma ser aceite, pelo que é provável a existência de um erro de especificação por essa via. Contudo, a eficiência assintótica das estimativas não é afectada por este resultado, pois o modelo é não linear (e consequentemente não está sujeito ao teorema de Gauss-Markov). Repare-se que este resultado não é inesperado, dado que na especificação se admite que o ajustamento tem apenas magnitudes nominais como consequência do desconhecimento dos preços praticados na economia oculta.

Avaliando a hipótese alternativa da existência de uma quebra de estrutura para todos os parâmetros do modelo no início do ano de 1986 -não só por ser neste período que se verifica uma alteração do contexto macroeconómico em que Portugal se integra, dada a adesão de Portugal à Comunidade Europeia, como também por a reavaliação sofrida pelo PIB se começar a sentir nesse período- conclui-se que esta hipótese deverá ser aceite, ou pelo menos tem uma probabilidade muito forte de ocorrer. Atendendo a este resultado as estimações efectuadas para as subamostras não produziram resultados minimamente aceitáveis (recorde-se que o modelo é fracamente identificado, pelo que ou se estima um modelo menos exigente ou se obtêm mais observações).

As estimativas obtidas para a matriz de variâncias e covariâncias reflecte a fraca identificação do modelo, pelo que a qualidade desta estimativa não é muito boa (este efeito vai repercutir-se no desvio padrão calculado para as estimativas para a economia subterrânea). Relativamente ao parâmetro para a velocidade do ajustamento a sua estimativa garante a estabilidade do ajustamento parcial e é estatisticamente diferente da unidade (não tornando o ajustamento implausivelmente

lento). A estimativa obtida para a elasticidade preço da procura de moeda desejada obtida através dos parâmetros estimados assume um valor negativo, o que revela uma fraca sensibilidade económica do modelo (o resultado poderá ser explicado pelo facto do ajustamento parcial ser efectuado em termos nominais).

Relativamente às estimativas obtidas para a economia subterrânea verifica-se um crescimento em percentagem do PIB contínuo até 1986, atingindo nesse período cerca de 12%, para estabilizar e assumir uma tendência decrescente, sendo o valor estimado em percentagem do PIB no final de 1996 praticamente nulo. Esta evolução das estimativas pode estar intimamente relacionada com a reavaliação do PIB, exactamente a partir de 1986, e que implicou um acréscimo daquela variável na ordem dos 15% (inclusive, justifica-se este crescimento com a melhor apreensão das actividades relativas à economia subterrânea). Recorde-se que o que se procurou estimar foi a parte omitida do PIB que se reflectia na moeda em circulação na posse do público. Saliente-se também que quando se procura estimar o modelo para a amostra relativa ao período 1978:I-1985:IV e para 1986:I-1992:IV os resultados que se obtêm são muito pouco precisos como consequência da colinearidade existente.

A precisão das estimativas para a economia subterrânea é fraca, sobretudo para o período 1986:I-1992:IV, o que enfraquece a credibilidade destas. No entanto, é de referir que comparando as estimativas agora obtidas com as determinadas através de outras metodologias é de referir que as ordens de grandeza são semelhantes. Por exemplo, para o ano de 1981, no trabalho IDG(1985) a estimativa obtida em percentagem do PNB (8,4%) é semelhante às estimativas trimestrais agora obtidas (entre 7% e 8% do PIB), embora os agregados económicos onde a estatísticas se baseiam sejam diferentes.

Um dos grandes problemas sentidos durante a elaboração deste trabalho prende-se que a reduzida disponibilidade de informação estatística, sobretudo se a informação relevante for trimestral. A informação existe, mas encontra dispersa e muitas vezes não está compatibilizada. É o

caso dos dados relativos ao PIB trimestral, que obrigaram a que o estudo se limitasse ao período 1978:I-1992:IV .

Apesar da credibilidade destas estimativas não ser boa, constitui mais uma informação para aferir da qualidade dos indicadores económicos nacionais. Aparentemente, o novo sistema de contas nacionais consegue apreender com sucesso as actividades de natureza subterrânea. No entanto, é necessário tomar a salientar que estas estimativas dependem do facto de se assumir que as transacções económicas subterrâneas são essencialmente efectuadas em moeda corrente. Por outro lado, o uso de cartões de crédito tem conhecido um grande crescimento nos últimos, pelo que a sua não inclusão pode igualmente afectar, ou vir a afectar, se os dados se encontrarem compatibilizados. Estes factos podem igualmente justificar a fraca sensibilidade económica destes resultados.

Talvez o caminho de investigação deste tipo de problemas, que na opinião de alguns investigadores proporciona resultados mais credíveis, diz respeito a uma abordagem directa do fenómeno. Por exemplo, seria extremamente interessante avaliar a prática deste tipo de actividades como estratégias (adicionais) de aumento do rendimento por parte dos agregados familiares, recorrendo a modelos seccionais e avaliando a diferenças entre o Sul e o Norte de Portugal, o Interior e o Litoral. Todavia, o grande problema da adopção deste tipo de metodologias é o respectivo custo de elaboração. A abordagem efectuada neste trabalho não se defronta com este tipo de problemas, mas a credibilidade dos resultados também se ressentem, dados os pressupostos assumidos. Repare-se que, quando nos debruçamos sobre a economia subterrânea, verificamos sempre que «O fenómeno é mais fácil de sentir, do que medir e analisar»¹²⁷.

¹²⁷ Cabral, Manuel Villaverde (1983), pag. 199.

BIBLIOGRAFIA

Alexeev, Michael e Trembl, Vladimir (1993), *The second economy and the destabilizing effect of its growth on the state economy in the Soviet Union: 1965-1989* (texto obtido na Internet, com o endereço <http://netec.mcc.ac.uk>)

Alford, Robert e Feige, Edgar L.(1989), "Information distortions in social systems: the underground economy and other observer-subject-policymaker feedbacks", *in* Feige, Edgar L.(1989a), pag. 57-79.

Allingham, Michael G. e Sandmo, Agnar (1972), "Income tax evasion: a theoretical analysis", *Journal of Public Economics*, vol. 1, n°3/4, pag. 323-328.

Amemiya, Takeshi (1983), "Non-linear Regression Models", in Griliches, Z. e Intriligator, M.D. (ed.) *Handbook of Econometrics*, vol.I., pag.334-389.

Bagachwa, M.S.D. e Naho, A. (1995), "Estimating the second economy in Tanzania"; *World Development*, vol. 23, n° 8, pag 1387-1399.

————— (1994), "A review of recent developments in the second economy in Tanzania", *African Economic Research Consortium Special Paper*, n° 16.

Banco de Fomento Nacional (1989), "Notas e Comentários Económicos: A Economia Subterrânea na CEE", *Boletim Informativo do Banco de Fomento Nacional*, n° 11/12, Lisboa., pag.61-69.

Banco de Fomento Nacional (1981), "Desenvolvimento da economia subterrânea", *Boletim Mensal do Banco de Fomento Nacional*, 8 de Agosto 1981, pag. 69-74.

Barthelemy, Philippe (1989), "The underground economy in France", *in* ed. Feige, Edgar L.(1989a), pag.281-294.

Bennet, John (1990), "Keynesian unemployment and the shadow economy", *Journal of Macroeconomics*, vol. 12, n° 2, pag. 289-305.

Bera, Anil K. e Higgins, Matthew L. (1995), "On Arch Models: Properties, Estimation and Testing", in Les Oxley et al., *Surveys in Econometrics*, pag. 215-272.

Bhattacharya, Rabi e Bhattacharyya, Dilip K.(1996), "Proxy and Instrumental Variable Methods in a Regression Model with one of the regressores missing", *Journal of Multivariate Analysis*, vol. 46, pag. 123-138.

Bhattacharyya, Dilip K.(1996), *The Hidden Economy of the U.K.: revised and updated estimates and tests*, paper presented at the Royal Economic Society's annual conference at Swansea, pag.22.

————— (1990), "An econometric method of estimating the «Hidden Economy», United Kingdom (1960-1984): estimates and tests", *The Economic Journal*, vol.100, pag.703-717.

————— (1989), "An econometric method of estimating the «Hidden Economy», United Kingdom (1960-1984): estimates and tests", *Wayne State University Working Paper*, n° 89-11.

- Blades, Derek (1982); "The hidden economy and national accounts", *OECD Economic Outlook Occasional Studies*, Junho, pag. 28-45.
- Bunke, H. (1980), "Parameter Estimation in Nonlinear Regression Models", in Krishnaiah, P.R.(ed.), *Handbook of Statistics*, Vol.1, pag. 593-615.
- Bunke, H. e Schmidt, W. H. (1989), "Parameter estimation in nonlinear models", in Bunke, Helga e Bunke, Olaf (ed.), *Nonlinear Regression, Functional Relations and Robust Methods*, GDR: Akademisch-Verlage Berlin/John Wiley & Sons, pag. 21-73.
- Cabral, Manuel Villaverde (1983), "A economia subterrânea vem ao de cima: estratégias da população rural perante a industrialização e a urbanização", *Análise social*, vol. 19, nº 76, 1983, pag.199-234
- Cabral, António J. R. A. (1984), "A procura de moeda em Portugal um estudo preliminar para o período 1966-1981", *Estudos e Documentos de Trabalho*, Working Paper 9-84, Banco de Portugal.
- Campbell, D. (1992), *International bank secrecy*, London: Sweet & Maxwell
- Chau, Fernando (1989), "A procura de moeda e erros de previsão numa economia com riscos não seguráveis. O caso português (1970 a 1989)", *Documento de Trabalho*, nº 17, Banco de Portugal.
- Cocco, Maria do Rosário e Santos, Emanuel Augusto (1984); "A economia subterrânea: contributos para a sua análise e quantificação no caso português"; *Boletim Trimestral de Estatística e Estudos Económicos*, vol. 6, nº 1, Banco de Portugal, pag.5-17.
- Confraria, João (1988), "Nota sobre a estimação da evasão fiscal através de uma função procura de notas e moedas em circulação", *Economia*, vol.XII, nº 3, pag. 363-369.
- (1986), "A procura de notas e moeda e a evasão fiscal", *Estudo nº 7/86*, Departamento de Economia, Universidade Católica Portuguesa, Lisboa.
- Copeland, Henry (1994), "The false trails of Eastern Europe's hidden economies", *Euromoney Supplement*, pag. 124-26.
- Costa, Luís Filipe (1992), "Estudo econométrico para o mercado monetário em Portugal (1977-1990)", *Documento de trabalho*, nº 29/92, Departamento de Economia, Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa.
- Cowell, Frank A. (1990), *Cheating the government: the economics of tax evasion*, MIT Press, Cambridge, USA.
- Cronin, David (1994), "Patterns in money demand: indicators and predictions", *Technical Paper 8/RT/94*, Research and Publications Department, Central Bank of Ireland.
- Cunill, Paul Olivella (1992), "Un estudio de la evasión fiscal desde la perspectiva de las relaciones principal-agente", *Revista Española de Economía*, vol. 9, nº 2, pag 307-341.
- Dallago, Bruno (1990), *The Irregular Economy: the "underground" economy and the "black" labour market.*, Dartmouth Publishing Company, Worcester, G.B.

- Davidson, Russell e Mackinnon, James G. (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press
- (1990), "Specification Tests based on Artificial Regressions", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 85, Nº409, pag. 220-227.
- Delrieu, Juan C. e Jareño, Javier (1993), "Opacidad fiscal, renta y dinero: una aproximación a la demanda de efectivo en España", *Moneda y Credito*, nº 197, pag. 63-90.
- Echevarría, Francisco Uribe (1991), "Beyond the informal sector: Labor absorption in Latin American Urban Economies. The case of Colombia", *Institute of Social Studies Working Paper Series*, nº111.
- Engle, Robert F. (1984), "Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics", in Griliches, Z. e Intriligator, M.D. (ed.) *Handbook of Econometrics*, vol II., pag.776-826.
- Feige, Edgar L. (1994), "The underground economy and the currency enigma", *in* Pommerehne, Werner W. (1994), pag. 119-136.
- (1990), "Defining and estimating underground and informal economies: the new institutional economies approach", *World Development*, vol. 18, nº 7, pag. 989-1002.
- (ed.) (1989a), *The underground economies: tax evasion and information distortion*, Cambridge University Press: Cambridge.
- (1989b), "Introduction", in Feige, Edgar L (1989a), pag 1-9.
- (1989c), "The meaning and measurement of the Underground Economy", *in* Feige, Edgar L (1989a), pag 13-56.
- (1986), "A re-examination of the "Underground Economy" in the United States: a comment on Tanzi", *International Monetary Fund Staff Papers*, vol.33, nº 4, pag. 768-781.
- (1979), "How big is the irregular economy?", *Challenge*, vol. 22, Nov.-Dec., pag. 5-13.
- Fichtenbaum, Rudy (1989), "The productivity slowdown and the underground economy", *Quarterly Journal of Business & Economics*, vol.28, nº3, pag 78-90.
- Figueiredo, António (1986), "O sector informal: suas implicações em termos de análise e de política do desenvolvimento", *Investigação Economia*, nº3, Faculdade de Economia do Porto.
- Figueiredo, Sérgio (1994a), "Economia paralela aumenta PIB em 15%", *Semanário Expresso*, 8 de Janeiro.
- (1994b), "As novas Contas Nacionais", *Semanário Expresso*, 8 de Janeiro
- (1994c), "Chegar à economia paralela", *Semanário Expresso*, 8 de Janeiro
- Fontainha, Elsa Maria Nobre da Silva (1986), *Actividades Económicas não Reguladas*, Dissertação de Mestrado, ISEG-UTL
- Franco, Graça (1996a), "Economia Subterrânea movimentada 1600 milhões de contos", *Público*

Economia, 15 de Abril, pag.12-13.

————— (1996b), "Uma inesperada ajuda para cumprir Maastricht", *Público Economia*, 15 de Abril, pag.13.

————— (1996c), "O que provoca a economia paralela: impostos, insatisfação geral", *Público Economia*, 15 de Abril, pag.14.

————— (1996d), "O lado mais subterrâneo da economia: tráfico de droga", *Público Economia*, 15 de Abril, pag.14.

Frey, Bruno (1989), "How large (or small) should the underground economy be?"; *in* ed. Feige, Edgar, *The underground economies: tax evasion and information distortion*, Cambridge University Press, pag. 111-126.

Frey, Bruno S. e Weck-Hanneman, Hamelore (1984), "The hidden economy as an "unobserved" variable", *European Economic Review*, vol. 26, pag 33-53.

Gaertner, Wulf e Wenig, Alois (ed.) (1985), "The Economics of the Shadow Economy. Proceedings of the International Conference on the Economics of the Shadow Economy Held at the University of Bielefeld, West Germany, October 10-14, 1983.", *Studies in Contemporary Economics series*, vol. 15, New York; Berlin and Tokyo: Springer, Springer Verlag, N.Y.

Gallant, A. Ronald (1987), *Nonlinear Statistical Models*, New York: John Wiley & Sons.

Ginsburgh, Victor e Pestiau, Pierre (ed.) (1987), *L'Economie Informelle: fraud fiscale, travail au noir et autres activités non déclarées*, Collection Economie 2000, Editions Labor, Bruxelles.

Godfrey, L.G. (1988), *Misspecification tests in econometrics: the lagrange multiplier principle and other approaches*, Cambridge: Cambridge University Press.

Goldfeld, Stefan M. e Sichel, Daniel E. (1990), "The demand for money", *in* ed. Friedman, Benjamin M. e Hahn, Frank H., *Handbook of Monetary Economics*, Elsevier Science Publishers B.V., vol.1, pag.299-356.

Golovnin, Sergei D. e Shokhin, Aleksandr A. (1990), "The shadow economy: a realistic assessment", *Problems of Economics*, vol. 33, nº3, pag 31-40.

Gonçalves, Octávio Manuel Dias de Figueiredo (1994), "Alguns elementos sobre o percurso histórico da economia portuguesa", *Investigação Economia*, nº 48, Faculdade de Economia do Porto.

Graafland, J.J. (1990), "Tax policies and interaction between hidden and official economy", *Public Finance*, vol. 45, nº 1, pag. 70-89.

Greene, William H. (1993), *Econometric Analysis*, segunda edição, New York: Macmillan Publishing Company.

Greenfield, Harry I. (1993), *Invisible, outlawed and untaxed: America's Underground Economy*, Praeger Publishers; Westport, Connecticut, USA.

Gutmam, Peter (1985), "The subterranean economy"; *in* Gaertner, Wulf e Wenig, Alois (1985),

pag. 2-18.

————— (1977), "The subterranean economy", *Financial Analysts Journal*, vol. 34, Nov.-Dec., pag. 26-34.

Hall, Maximillian J.B. (1993), "*Banking Regulation and Supervision: a comparative Study of the UK, USA and Japan*", Cornwall: Edward Elgar Publishing, GB,

Hansson, Ingemar (1989), "The underground economy" in Sweden; *in* ed. Feige, Edgar L.(1989a), pag.219-236

Helberger, Christof e Knepel, Helmut (1988), "How big is the shadow economy? A reanalysis of the unobserved-variable approach of B.S. Frey and H. Weck-Hanneman", *European Economic Review*, vol. 32, pag. 965-976

Higgins, Michael (1985), "The Relationship between the Formal and Hidden Economies: an exploratory analysis for four countries", *in* Gaertner, Wulf e Wenig, Alois (1985), pag. 127-43

Hogg, Tadd; Huberman, Bernardo A. e Youssefmir, Michael (1995), "The instability of markets", *Working Paper*, Dynamics of Computation Group, Xerox Palo Alto Research Center (texto obtido na Internet, com o endereço <http://netec.mcc.ac.uk>).

Houston, Joel F. (1990), "The policy implications of the underground economy", *Journal of Economics and Business*, vol.42, nº 1, February 1990, North Holland pag.27-37.

————— (1987), "Estimating the size and implications of the underground economy", *Working-Paper* nº 87-91, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Research Department.

IDG (1985), "A economia subterrânea e o exercício da política económica e social em Portugal - contributos para um debate necessário", *Estudos de Economia*, nº5, Instituto de Pesquisa Social Damião de Góis.

Instituto Nacional de Estatística (1993), "Referências Metodológicas", *Contas Nacionais 1986-89*.

Isachsen, Ame Jon e Strom, Steiner (1989), "The hidden economy in Norway with special emphasis on the hidden labor market", *in* ed. Feige, Edgar L.(1989a), pag. 251-265.

Jareño, Javier e Delrieu, Juan Carlos (1991), "La circulación fiduciaria: distorsiones en su evolución", *Boletín Económico*, Banco de España, Septiembre, pag. 41-44.

Judge, George G.; Hill, R. Carter; Griffiths, William E.; Lütkepohl, Helmut e Lee, Tsoung-Chao (1988), *Introduction to the Theory na Practice of Econometrics*, Segunda edição, John Wiley and Sons. Inc.,

Jung, Young et al. (1994), "Tax evasion and the size of the underground economy", *Journal of Public Economics*, vol. 54, pag. 256-402.

Jurecková, J. (1989), "Robust staistical inference in linear models", *in* Bunke, Helga e Bunke, Olaf (ed.), *Nonlinear Regression, Functional Relations and Robust Methods*, GDR: Akademik-Verlage Berlin/John Wiley & Sons, pag. 21-73.

Klovland, Jan T. (1984), "Tax evasion and the demand for currency in Norway and Sweden. Is there a hidden relationship?", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 86, nº 4, pag. 423-439.

Koopmans, Carl C. (1994), "Direct measurement of hidden labour", *Applied Economics*, vol. 26, nº 6, pag. 575-581.

Lane, Timothy D. (1992), "Household demand for money in Poland: theory and evidence", *IMF Staff Papers*, vol. 39, nº 4, pag. 825-854.

Lemieux, Thomas e outros. (1994), "The effect of taxes on labor supply in the underground economy", *The American Economic Review*, vol. 84, nº 1, pag. 231-254.

Lobo, Maria Isabel Sousa (1985), "Estrutura social e produtiva e propensão à subterraneidade no Portugal de hoje", *Análise Social*, vol. XXI, nº 87-88-89, (3º-4º-5º), pag. 527-562.

————— (1984), "Economia não contabilizada: que perspectivas?", *Sociedade e Território*, ano 1, nº 1.

————— (1983a), "Economia Subterrânea: conceitos, métodos e perspectivas", *Planeamento*, vol. 5, nº 2, pag. 79-109.

————— (1983b), "Economia Subterrânea num contexto urbano: algumas hipóteses para a investigação", Seminário sobre problemas Urbanos, Coimbra, Fevereiro, JNICT, mimeografado, 1983.

Ludell, Harold (1991), *The informal sector in the 1980s and 1990s*, Development Centre of the OECD.

Mackinnon, James G. (1992), "Model Specification Tests and Artificial Regressions", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXX (Março), pag. 102-146.

Maddala, G.S. (1988), *Introduction to Econometrics*, Singapura: Macmillan

Marques, Carlos R. e Lopes, Margarida C. (1992), "Choosing an aggregate for monetary policy: a cointegration approach", *Estudos e Documentos de Trabalho*, Working Paper 24-92, Banco de Portugal.

Marques, Walter (1991), *Moeda e Instituições Financeiras*, Publicações Dom Quixote / Instituto Superior de Gestão.

Martins, Christiana (1996a), "«Oro» espanhol no «negro» português: vendedora de ouro", *Público Economia*, 15 de Abril, pag. 14.

————— (1996b), "Explicitas escapadelas: vendedores ambulantes", *Público Economia*, 15 de Abril, pag. 14-15.

————— (1996c), "Comércio na casa de banho: vendedora de roupas", *Público Economia*, 15 de Abril, pag. 15.

Maruani, Margaret, Reynaud, Emmanuelle e Romani, Claudine (1989), *La flexibilité en Italie: débats sur l'emploi*, Syros Alternatives, Paris.

- McGee, Robert e Feige, Edgar (1989), "Policy illusion, macroeconomic instability, and the unrecorded economy", *in* ed. Feige, Edgar L.(1989a), pag 81-109.
- Memagh, Michael (1991), "The black or underground economy"; *in Local Development and Strategies to Combat Poverty*, Commission of the European Communities, Edimburgh, pag.81-86.
- Merz, Joachim et Wolff, Klaus G. (1993); "The shadow economy: illicit work and household production: a microanalysis of West Germany", *Review of Income and Wealth*, vol.39, nº2, pag.177-195.
- Mira, Natércia A. S. G. (1987), "Economia subterrânea: sua quantificação no período 1965-1981", *Economia e Sociologia*, nº 43, Évora, pag. 57-90
- Mirus, Rolf e Smith, Roger S. (1994), "Canada's underground economy", *Canadian Business Review*, vol. 21, pag.26-29.
- Mishkin, Frederic S. (1995), *The economics of money, banking and financial markets*, New York Harper Collins College Publishers, 4th edition, pag. 541-573.
- Murteira, Bento José Ferreira (1990), *Probabilidades e Estatística*, Vol. I, 2ª Edição, Editora McGraw-Hill de Portugal,Lda
- Neves, A. Oliveira; Godinho, M. Mira e Silva, N. Ribeiro (1983), "Economia Subterrânea: aproximação ao caso português", *in Evolução recente e perspectivas de transformação da Economia Portuguesa*, Conferência realizada em Abril de 1983, CISEP, vol. II.
- Neves, João Cesar das Neves, *The Portuguese Economy: a picture in figures (XIX and XX centuries with long term series)* , Lisboa: Universidade Católica Editora.
- Pagan, A.R. e Pak, Y. (1993), "Testing for Heterocedasticity", Maddala, G.S. e Vinod, H.D. (eds), *Handbook of Statistics*, vol. II, pag. 489-518.
- Peixe, Femanda P. M. (1994), "*Raízes unitárias e cointegração: uma aplicação à procura de moeda em Portugal*", dissertação de mestrado em MAEG, Instituto Superior de Economia e Gestão.
- Plateau, Jean-Philippe (1994a), "Behind the market stage where real societies exist- part I: the role of public and private order institutions", *The Journal of Development Studies*, vol. 30, nº 3, pag.533-577.
- (1994); "Behind the market stage where real societies exist- part II: the role of moral norms", *The Journal of Development Studies*, vol. 30, nº 4, pag.753-817.
- Pomeranz, Felix (1991), "Accountants and Third World Corruption: a Summons", *in* Most, Kenneth S. (Ed.), *Advances in International Accounting*, vol.4, pag. 263-274
- Pommerehne, Werner W. (Ed.) (1994), "Public Finance and Irregular Activities: proceedings of the 49th Congress of the International Institute of Public Finance (Berlin 1993)", *Public Finance*, supplement to volume 49.
- Queiroz, Francisco (1996), "O sector não-oficial de economia e a sua importância para o desenvolvimento económico e social de Angola (perspectiva jurídico-económica)"; *in* Bravo, Manuel (coord.), "*Angola:transição para a paz, reconciliação e desenvolvimento*"; Hugin:Lisboa, pag.149-166.

- Rajewski, Zenon (1994), "Gross domestic product", *Eastern European Economics*, July-August, pag.71-80.
- Rakowski, Cathy A. (1994), "Convergence and divergence in the informal sector, Debate: a focus on Latin America, 1984-92", *World Development*, vol. 22, nº 4, pag.501-516.
- Ramsey, J.B. e Gilbert, R. (1972), "A Monte Carlo study of some small sample properties of tests for specification error", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 67, pag.180-186.
- Rodrigues, Maria João (1992), *O Sistema de Emprego em Portugal: crise e mutações*, Publicações Dom Quixote: Lisboa.
- (1985), "Trabalho oculto e processos de submersão", *in* coord. Figueiredo, António Manuel, *A economia subterrânea e o exercício da política económica e social em Portugal - contributos para um debate necessário*, Instituto de Pesquisa Social Damião de Góis, pag.73-105.
- Santos, Fernando Teixeira dos (1989), "A política monetária em Portugal no período pós 1974", *Investigação Economia*, nº 19, Faculdade de Economia do Porto.
- (1986), "The Portuguese demand for money function", *Investigação Economia*, nº 4, Faculdade de Economia do Porto.
- Santos, J. Albano (1983), "A economia subterrânea", in *Colecção Estudos*, Série A «Estudos Gerais» nº 4, Lisboa: Ministério do Trabalho e Segurança Social.
- Schneider, Friedrich (1994), "Can the shadow economy be reduced through major tax reforms? An empirical investigation for Austria." *in* Pommerehne, Werner W. (1994), pag. 137-152
- (1986), "Estimating the size of the Danish shadow economy using the currency demand approach: an attempt", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 88, nº4, pag. 634-688
- Silva, Carlos Pereira (1985), "A procura de moeda em Portugal: alguns resultados empíricos referentes ao período 1960-1980", *Estudos de Economia*, vol. V, nº 2, pag. 201-224
- Smith, Stephen (1989), "European perspectives on the shadow economy", *European Economy Review*, vol. 33, pag.589-596.
- (1986), *Britain's shadow economy*, Clarendon Press, Oxford.
- Soldatos, Gerasimos T. (1996), "Growth and the interaction between money and the underground economy", *Revue Economique*, vol, pag. 72-84.
- Spanos, Aris (1993), *Statistical foundations of econometric modelling*, Cambridge University Press
- de Soto, Hernando (1989), *The other path: The invisible revolution in the Third World*, Harper and Row, New York, USA.
- Swaminathan, Madhura (1991), "Understanding the "informal sector": a survey", *Working-Paper* nº 95, World Institute for Development Economics Research of the United Nations University.
- Tanzi, Vito (1986), "The Underground Economy in the United States: reply to comments by Feige,

- Thomas, and Zilberfarb", *International Monetary Fund Staff Papers*, vol.33, n° 4, pag. 799-811.
- (1983), "The underground economy in the United States: annual estimates 1930-1980", *IMF Staff Papers*, vol. 30, n° 2, pag. 238-305.
- Tanzi, Vito e Shome, Parthasarathi (1993), "A primer on tax evasion", *IMF Staff Papers*, vol.40, n° 4, pag. 807-828.
- Thomas, J.J. (1986), "The Underground Economy in the United States: a comment on Tanzi", *International Monetary Fund Staff Papers*, vol.33, n° 4, pag. 782-789.
- Thompson, Neil (1993), *Portfolio theory and the demand for money*, New York: St. Martin Press.
- Tompkins, David Eugene (1994); *MaxiGDP and MinimGDP: alternative measures of national product*, Ph.D. Dissertation, University of Maryland College Park.
- Van Eck, Robert e Kasernier, Brought (1989); "Features of the hidden economy in the Netherlands", *Review of Income and Wealth*, vol. 34.
- Wagner, Claude (1995), "La prise en compte de l'économie au noir: l'exemple de la méthode italienne", *Economie et Statistique*, n° 285-286, Ministère de L'Economie, des Finances et du Plan, INSEE, pag.81-87.
- Wooldridge, Jeffrey M. (1991), "On the application of robust, regression-based diagnostics to models of conditional means and conditional variances", *Journal of Econometrics*, vol. 47, n° 1, pag. 5-46.
- Wray, L. Randall (1992), "Alternative approaches to money and interest rates", *Journal of Economic Issues*, vol.26, n° 4, pag.1145-1178.
- Zilberfarb, Ben-Zion (1986), "Estimates of the Underground Economy in the United States, 1930-1980: a comment on Tanzi", *International Monetary Fund Staff Paper*

ANEXOS

ANEXO 1: Datos Utilizados



TRIMESTRE	M ⁽¹⁾	Y ⁽²⁾	I ⁽³⁾	P ⁽⁴⁾
1977 - I	1.024	-----	-----	-----
II	1.0427	-----	-----	-----
III	1.0501	-----	-----	-----
IV	1.1329	-----	-----	-----
1978 - I	1.0706	1.777	0.1500	11.6666
II	1.0790	1.889	0.1500	12.6558
III	1.1224	2.027	0.1900	13.1201
IV	1.2138	2.180	0.1900	13.9856
1979 - I	1.1310	2.267	0.1900	14.5462
II	1.1854	2.449	0.1900	15.5958
III	1.2484	2.531	0.1900	16.2525
IV	1.4214	2.707	0.1900	17.1839
1980 - I	1.3543	2.915	0.1900	17.8286
II	1.4215	3.159	0.1900	18.2885
III	1.5093	3.163	0.1900	18.7419
IV	1.6520	3.323	0.1900	19.2859
1981 - I	1.5526	3.429	0.1900	20.5471
II	1.6425	3.613	0.1900	21.5307
III	1.6994	3.935	0.1950	22.8221
IV	1.8856	4.035	0.1950	24.1053
1982 - I	1.7993	4.223	0.1950	25.7704
II	1.8923	4.604	0.2080	27.0783
III	1.9792	4.563	0.2150	27.6938
IV	2.1953	5.114	0.2150	28.6939
1983 - I	2.1619	5.236	0.2150	31.1228
II	2.1762	5.541	0.2600	32.7193
III	2.2579	6.018	0.2730	34.9394
IV	2.4023	6.252	0.2800	37.8794
1984 - I	2.2543	6.377	0.2800	40.7122
II	2.3609	6.811	0.2800	42.9571
III	2.4730	7.355	0.2800	45.5179
IV	2.6754	7.615	0.2800	46.9495
1985 - I	2.6160	8.138	0.2710	50.7000
II	2.7430	8.656	0.2700	52.4146
III	2.8890	8.964	0.2507	52.9888
IV	3.1900	9.483	0.2250	54.6045
1986 - I	3.1010	10.207	0.2000	57.2917
II	3.2670	10.789	0.1866	58.6078
III	3.5530	11.309	0.1550	59.0749
IV	3.9930	11.899	0.1550	60.5202
1987 - I	3.7420	12.222	0.1500	62.8420
II	3.9300	12.603	0.1450	63.9328
III	4.1430	13.142	0.1450	64.5675
IV	4.5770	13.801	0.1425	66.1639
1988 - I	4.4440	14.159	0.1369	68.2082
II	4.4620	14.508	0.1319	69.3591
III	4.7210	15.346	0.1300	71.1708
IV	5.0970	16.015	0.1300	73.7004
1989 - I	4.8600	17.250	0.1300	76.5605
II	5.0400	17.093	0.1323	78.4406
III	5.2430	18.204	0.1342	80.6056

IV	5,7730	18,756	0,1355	82,4515
1990 - I	5,4630	19,889	0,1377	86,2458
II	5,5760	21,067	0,1389	89,0262
III	5,8900	21,692	0,1421	91,2709
IV	6,2390	22,427	0,1446	94,0398
1991 - I	6,1790	23,296	0,1467	97,0999
II	6,2180	24,346	0,1500	99,3333
III	6,4500	25,167	0,1507	101,0330
IV	6,8310	26,310	0,1510	102,5330
1992 - I	6,3100	27,455	0,1537	105,2000
II	6,4180	28,086	0,1523	108,8670
III	6,7080	28,668	0,1433	110,3670
IV	7,0820	29,436	0,1343	111,3330

⁽¹⁾M: Moeda em Circulação fora dos Bancos, em 10^{11} escudos, série retiradas das Estatísticas Monetárias do Fundo Monetário Internacional (vários volumes);

⁽²⁾Y: PIB a preços correntes, em 10^{11} escudos, série retirada das Contas Nacionais Trimestrais, publicada pelo INE;

⁽³⁾I: Taxa de Juro dos depósitos a prazo a 6 meses antes de impostos, série obtida no Banco de Portugal;

⁽⁴⁾P: Índice de Preços no Consumidor, com base em 1990 (tendo sido realizada a compatibilização atendendo às mudanças de base entretanto ocorridas), obtida no Banco de Portugal.

Nota: A unidade das variáveis M e Y não é a usual (10^9 escudos), por esta unidade provocar problemas quando se utiliza o package informático TSP, em virtude do modelo que se procura estimar envolver o quadrado, o cubo e a quarta potência de Y. Por este motivo foi necessário proceder à alteração da escala destas variáveis.

ANEXO 2:

Teste de Omissão de Variáveis para avaliar a susceptibilidade de aplicação da Metodologia proposta ao caso Português

PROGRAMA

```
options crt; options nodate;
freq q; smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr lmoeda=log(moeda); genr lpib=log(pib);
genr lipc=log(ipc); genr ltxju=log(txju);
regopt all; olsq lmoeda c lpib lipc ltxju;
genr fit=@fit; genr res=@res;
genr fit2=fit**2; olsq lmoeda c lpib lipc ltxju fit2;
```

OUTPUT

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LMOEDA
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.06780
 Std. dev. of dependent var. = .593286
 Sum of squared residuals = .095224
 Variance of residuals = .170042E-02
 Std. error of regression = .041236
 R-squared = .995415
 Adjusted R-squared = .995169
 Durbin-Watson statistic = 1.68180
 Wald nonlin. AR1 vs. lags = 5.14137
 ARCH test = .189861E-02

CuSum test = .569345
 CuSumSq test = .132497
 Chow test = 1.37498
 LR het. test (w/ Chow) = 1.60295
 White het. test = 6.06123
 Jarque-Bera normality test = 1.99967
 F-statistic (zero slopes) = 4052.35
 Akaike Information Crit. = -3.47466
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.17292
 Log of likelihood function = 108.240

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.579287	.277817	-2.08514
LPIB	.693795	.096680	7.17619
LIPC	-.017105	.113915	-1.50152
LTXJU	-.144926	.037893	-3.82465

Variance Covariance of estimated coefficients

	C	LPIB	LIPC	LTXJU
C	0.077182			
LPIB	0.026571	0.0093471		
LIPC	-0.031342	-0.010981	0.012977	
LTXJU	0.0086565	0.0028109	-0.0032092	0.0014358

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	LPIB	LIPC	LTXJU
C	1.0000			
LPIB	0.98925	1.0000		
LIPC	-0.99033	-0.99707	1.00000	
LTXJU	0.82229	0.76729	-0.74348	1.00000

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LMOEDA
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.06780
 Std. dev. of dependent var. = .593286
 Sum of squared residuals = .088280
 Variance of residuals = .160508E-02
 Std. error of regression = .040063
 R-squared = .995749
 Adjusted R-squared = .995440

Durbin-Watson statistic = 1.79189
 Wald nonlin. AR1 vs. lags = 6.49707
 ARCH test = .152338E-02
 CuSum test = .667769
 CuSumSq test = .084469
 Chow test = .793458
 LR het. test (w/ Chow) = -1.11442

White het. test = 12.0798
 Jarque-Bera normality test = 2.24995
 F-statistic (zero slopes) = 3220.87

Akaike Information Crit. = -3.51705
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.18040
 Log of likelihood function = 110.511

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.254613	.311803	-.816583
LPIB	.962131	.159583	6.02903
LIPC	-.235795	.152656	-1.54461
LTXJU	-.162845	.037810	-4.30697
FIT2	-.064651	.031083	-2.07995

Variance Covariance of estimated coefficients					
	C	LPIB	LIPC	LTXJU	FIT2
C	0.097221				
LPIB	0.045219	0.025467			
LIPC	-0.045997	-0.023930	0.023304		
LTXJU	0.0068263	0.0015419	-0.0021235	0.0014296	
FIT2	-0.0048520	-0.0040100	0.0032681	0.00026779	0.00096616

Correlation matrix of estimated coefficients					
	C	LPIB	LIPC	LTXJU	FIT2
C	1.00000				
LPIB	0.90877	1.00000			
LIPC	-0.96634	-0.98229	1.0000		
LTXJU	0.57903	0.25554	-0.36790	1.00000	
FIT2	-0.50063	-0.80842	0.68875	0.22786	1.0000

ANEXO 3:

Programa de Procura da Estimativa com melhores t rácios

OUTPUT

```
options crt; options nodate;
freq q; smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr lm=log(moeda); genr ly=log(pib);
genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3;
genr y4=pib**4; frm1 eqc lm=(eqp)+(((par)**f)/exp(eqp));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
set aa(1)=-2; set aa(2)=0; set aa(3)=2;
set bb(1)=0.5;set bb(2)=0.75;set bb(3)=1;
set dd(1)=-0.5;set dd(2)=-0.75;set dd(3)=-1;
set ff(1)=0.4;set ff(2)=0.5;set ff(3)=0.6;
set ff(4)=0.7;set ff(5)=0.8;set ff(6)=0.9;
set gg(1)=.011395;set hh(1)=-.00087;set jj(1)=.0000219;
set gg(2)=.02279;set hh(2)=-.00173;set jj(2)=.0000437;
set gg(3)=.034184;set hh(3)=-.0026;set jj(3)=.0000656;
set gg(4)=.045579;set hh(4)=-.00346;set jj(4)=.0000875;
set gg(5)=.056974;set hh(5)=-.00433;set jj(5)=.000109;
do n=1 to 3; do m=1 to 3;
  do x=1 to 3; do z=1 to 5;
    do w=1 to 6;
      set a=aa(n); set b=bb(m); set f=ff(w); set d=dd(x);
      set g=gg(z); set h=hh(z); set j=jj(z);
      supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
      param a b d e l; cons g h j f; print a b d e g h j f;
      lsq (tol=.001,maxit=100) eqc;
      nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
      param g h j f; lsq (tol=.001,maxit=100) eqc;
    enddo; enddo;
  enddo; enddo;
enddo;
```

ANEXO 4:

Teste da consistência da Estimativa e Obtenção dos valores \hat{h}_i e \hat{u}_i .

PROGRAMA

```

options crt; options nodate;
freq q; smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr lm=log(moeda); genr ly=log(pib); genr li=log(txju);
genr lp=log(ipc); genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=(eqp)+(((par)**f)/exp(eqp));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
param a 2 b 1 d -0.75 e 1;
cons f 0.4 g 0.056974 h -0.00433 j 0.000109;
lsq (tol=.0001,maxit=100) eqc;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
param a b d e f g h j; lsq (tol=.0001,maxit=100) eqc; genr res=@res;

? teste da consistência e da normalidade assintótica
differ (print, prefix=deq) eqc a b d e g h j f;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df;
olsq (hi) res da db dd de dg dh dj df;
?1-esimo elemento da diagonal da matriz chapéu da regressão GN significativo
genr test=(@hi/(1-@hi))*res; supres @smpl;
smplif @hi>2*@ncoef/@nob; print @hi; select 1; print test;

```

OUTPUT

Current sample: 1978:1 to 1992:4

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

VALUE	G	H	J	F
	0.056974	-0.0043300	0.00010900	0.40000

Working space used: 1889

STARTING VALUES

VALUE	A	B	D	E
	2.00000	1.00000	-0.75000	1.00000

FAILURE TO IMPROVE OBJECTIVE FUNCTION AFTER 9 ITERATIONS (MAXSQZ)

54 FUNCTION EVALUATIONS.

Log of Likelihood Function = 7.19718

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .049351

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

Working space used: 2821

STARTING VALUES

VALUE	G	H	J	A	B	D	E	F
	0.056974	-0.0043300	0.00010900	-1.48886	0.61913	-0.15693	0.068396	0.40000

F= 0.50828 FNEW= 0.49729 ISQZ= 1 STEP= 0.25000 CRIT= 50.578

(...)

F= -1.2829 FNEW= -1.2829 ISQZ= 0 STEP= 1.0000 CRIT= 0.14909E-07

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 20 ITERATIONS

62 FUNCTION EVALUATIONS.

Log of Likelihood Function = 114.670

Number of Observations = 60

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic
G	.022750	.722939E-02	3.14690
H	-.156829E-02	.492607E-03	-3.18366
J	.270242E-04	.839652E-05	3.21850
A	-.448733	.787726	-.569656
B	1.57709	.304986	5.17101
D	-.253037	.130633	-1.93701
E	-.731720	.344622	-2.12325
F	.359122	.035015	10.2563

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Mean of dependent variable = 1.06780 Std. error of regression = .038444
 Std. dev. of dependent var. = .593286 R-squared = .996299
 Sum of squared residuals = .076852 Adjusted R-squared = .995801
 Variance of residuals = .147792E-02 Durbin-Watson statistic = 2.02771

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO A

FRML DEQ1 DLM1=1-(((G*Y2+H*Y3)+J*Y4)**F*EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP))/(EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)*EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO B

FRML DEQ2 DLM2=LY-(((G*Y2+H*Y3)+J*Y4)**F*(EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)*LY))/(EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)*EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO D

FRML DEQ3 DLM3 = LI-(((G*Y2+H*Y3)+J*Y4)**F*(EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)*LI))/(EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)*EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO E

FRML DEQ4 DLM4 = LP-(((G*Y2+H*Y3)+J*Y4)**F*(EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)*LP))/(EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)*EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO G

FRML DEQ5 DLM5 = (((G*Y2+H*Y3)+J*Y4)**(F-1)*F*Y2)/EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO H

FRML DEQ6 DLM6 = (((G*Y2+H*Y3)+J*Y4)**(F-1)*F*Y3)/EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO J

FRML DEQ7 DLM7 = (((G*Y2+H*Y3)+J*Y4)**(F-1)*F*Y4)/EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO F

FRML DEQ8 DLM8 = (LOG ((G*Y2+H*Y3)+J*Y4)*((G*Y2+H*Y3)+J*Y4)**F)/EXP(((A+B*LY)+D*LI)+E*LP)

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

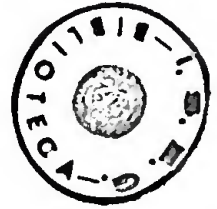
Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = -.164922E-09
 Std. dev. of dependent var. = .036091
 Sum of squared residuals = .076852
 Variance of residuals = .147792E-02
 Std. error of regression = .038444
 R-squared = .210317E-09

Adjusted R-squared = -.134615
 Durbin-Watson statistic = 2.02771
 F-statistic (zero slopes) = .156235E-08
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.11431
 Log of likelihood function = 114.670

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	.118179E-06	.787726	.150025E-06
DB	.524112E-05	.304986	.171848E-04



DD	-.654368E-06	.130633	-.500920E-05
DE	-.384705E-05	.344622	-.111631E-04
DG	.111919E-06	.722939E-02	.154811E-04
DH	-.799388E-08	.492606E-03	-.162277E-04
DJ	.142134E-09	.839650E-05	.169277E-04
DF	.421681E-06	.035015	.120430E-04

@HI

1992:3	0.99761
1992:4	0.99957

TEST

1978:1	0.015013	1983:1	0.0015316	1988:1	0.00059314
1978:2	0.0042189	1983:2	0.0010279	1988:2	-0.0012838
1978:3	0.0026830	1983:3	-0.00026026	1988:3	-0.00060444
1978:4	0.0058079	1983:4	0.0052995	1988:4	0.0048964
1979:1	-0.0070474	1984:1	-0.0047618	1989:1	-0.0080446
1979:2	-0.0056946	1984:2	-0.0024911	1989:2	-0.00011899
1979:3	-0.0031315	1984:3	-0.0020413	1989:3	-0.00087507
1979:4	0.0036154	1984:4	0.0045331	1989:4	0.0045728
1980:1	-0.0029055	1985:1	-0.0027595	1990:1	-0.0013063
1980:2	-0.010334	1985:2	-0.0023263	1990:2	-0.0027439
1980:3	-0.00039385	1985:3	0.00024392	1990:3	0.00010458
1980:4	0.0067258	1985:4	0.0085718	1990:4	0.0032150
1981:1	-0.0018998	1986:1	-0.0083632	1991:1	0.0018742
1981:2	-0.00061854	1986:2	-0.0075945	1991:2	0.00017053
1981:3	-0.0039527	1986:3	-0.0025763	1991:3	0.0024150
1981:4	0.0034210	1986:4	0.0034283	1991:4	0.0087992
1982:1	-0.00072252	1987:1	-0.0032864	1992:1	-0.015960
1982:2	-0.0016582	1987:2	-0.0013428	1992:2	-0.0073955
1982:3	0.0018949	1987:3	-0.000068830	1992:3	1.20040
1982:4	0.0071966	1987:4	0.0033831	1992:4	-3.08174

ANEXO 5:

Análise da sensibilidade das estimativas: Simulação sem as duas últimas observações

PROGRAMA

```
options crt; options nodate;
freq q; smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr lm=log(moeda); genr ly=log(pib);
genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3;
genr y4=pib**4;
frml eqc lm=(eqp)+(((par)**f)/exp(eqp));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
smpl 1978:1 1992:2;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
param a 2 b 1 d -0.75 e 1; cons f 0.4 g 0.056974 h -0.00433 j 0.000109;
lsq (tol=.0001,maxit=100) eqc;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
param a b d e f g h j; lsq (tol=.0001,maxit=100) eqc;
```

OUTPUT

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Current sample: 1978:1 to 1992:2

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

	G	H	J	F
VALUE	0.056974	-0.0043300	0.00010900	0.40000

Working space used: 1841

STARTING VALUES

	A	B	D	E
VALUE	2.00000	1.00000	-0.75000	1.00000

FAILURE TO IMPROVE OBJECTIVE FUNCTION AFTER 15 ITERATIONS (MAXSQZ)

107 FUNCTION EVALUATIONS.

Log of Likelihood Function = 7.46355

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .048617

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

Working space used: 2757

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	F
VALUE	0.056974	-0.0043300	0.00010900	-1.57392	0.55280	-0.15303	0.12900	0.40000

F= 0.48260 FNEW= 0.42363 ISQZ= 2 STEP= 0.12524 CRIT= 48.587

(...)

F= -1.3005 FNEW= -1.3005 ISQZ= 1 STEP= 0.50743 CRIT= 0.54443E-09

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 26 ITERATIONS

86 FUNCTION EVALUATIONS.

Log of Likelihood Function = 110.886

Number of Observations = 58

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic
G	.120311E-02	.817744E-02	.147125
H	.191642E-02	.124202E-02	1.54299
J	-.688380E-04	.385348E-04	-1.78638
A	.502377	2.14652	.234043
B	1.73519	.810010	2.14219
D	-.192532	.193561	-.994683
E	-1.05885	1.02356	-1.03448
F	.234943	.087980	2.67042

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Mean of dependent variable = 1.03805	Std. error of regression = .038521
Std. dev. of dependent var. = .580778	R-squared = .996141
Sum of squared residuals = .074193	Adjusted R-squared = .995601
Variance of residuals = .148385E-02	Durbin-Watson statistic = 2.08996

ANEXO 6:

Análise da colinearidade

PROGRAMA

```
options crt; options nodate; options limerr=100;
freq q; smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr lm=log(moeda); genr ly=log(pib);
genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3;
genr y4=pib**4;
frml eqc lm=(eqp)+(((par)**f)/exp(eqp));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
differ (noprint, prefix=deq) eqc a b d e g h j f;
param a -0.448733 b 1.57709 d -0.253037 e -0.73172;
param f 0.359122 g 0.02275 h -0.00156829 j 0.0000270242;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df;
? teste da presença de colinearidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq da db dd de dg dh dj df; set ssr10=@ssr; olsq da c; set ssr11=@ssr;
set cola=ssr10/ssr11;
olsq db da dd de dg dh dj df; set ssr20=@ssr; olsq db c; set ssr21=@ssr;
set colb=ssr20/ssr21;
olsq dd da db de dg dh dj df; set ssr30=@ssr; olsq dd c; set ssr31=@ssr;
set cold=ssr30/ssr31;
olsq de da db dd dg dh dj df; set ssr40=@ssr; olsq de c; set ssr41=@ssr;
set cole=ssr40/ssr41;
olsq dg da db dd de dh dj df; set ssr50=@ssr; olsq dg c; set ssr51=@ssr;
set colg=ssr50/ssr51;
olsq dh da db dd de dg dj df; set ssr60=@ssr; olsq dh c; set ssr61=@ssr;
set colh=ssr60/ssr61;
olsq dj da db dd de dg dh df; set ssr70=@ssr; olsq dj c; set ssr71=@ssr;
set colj=ssr70/ssr71;
olsq df da db dd de dg dh dj; set ssr80=@ssr; olsq df c; set ssr81=@ssr;
set colf=ssr80/ssr81;
print cola; print colb; print cold; print cole;
print colg; print colh; print colj; print colf;
```

OUTPUT

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DA

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .449479E-04

F-statistic (zero slopes) = 17094.4

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -9.65639

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DA

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .078178

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DB

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .299877E-03

F-statistic (zero slopes) = 35175.8

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DB

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = 1.07299

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DD

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .163450E-02

F-statistic (zero slopes) = 2077.37

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DD

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .346771

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DE

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .234851E-03

F-statistic (zero slopes) = 81336.2

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DE

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = 1.94278

Equation 9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DG

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .533459

F-statistic (zero slopes) = .414478E+08

Equation 10

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DG

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .224855E+07

Equation 11

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.49733

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.75852

Schwarz Bayes. Info. Crit. = .121879

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.06279

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.00766

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -8.00294

Schwarz Bayes. Info. Crit. = .715552

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.274751

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 14.6772

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DH
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = 114.887
F-statistic (zero slopes) = .159089E+09

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 5.09757

Equation 12

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DH
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .185870E+10

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 21.3946

Equation 13

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DJ
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = 395426.
F-statistic (zero slopes) = .381429E+08

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.2413

Equation 14

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DJ
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .153383E+13

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 28.1102

Equation 15

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DF
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .022742
F-statistic (zero slopes) = 222.898

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -3.42994

Equation 16

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DF
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .535928

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.572323

COLA = 0.00051647
COLB = 0.00025106
COLD = 0.0042342
COLE = 0.00010859
COLG = 2.13119D-07
COLH = 5.55245D-08
COLJ = 2.31585D-07
COLF = 0.038119

ANEXO 7

Teste da Presença de Correlação em Série

PROGRAMA

```
options crt;
freq q; supres @smpl; smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr lm=log(moeda); genr ly=log(pib);
genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3;
genr y4=pib**4;
frml eqc lm=(eqp)+(((par)**f)/exp(eqp));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
param a -0.448733 b 1.57709 d -0.253037 e -0.73172;
param f 0.359122 g 0.02275 h -0.00156829 j 0.0000270242;
genr eqc previs; genr res=lm-previs;
differ (noprint, prefix=deq) eqc a b d e g h j f;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df;
olsq res da db dd de dg dh dj df;
set sqrrest=@ssr;
? teste da presença de correlação em série
trend t; dummy1=t>1;kk1=dummy1;
genr resdo1=res(-1); genr res1=kk1*resdo1;
dummy2=t>2;kk2=dummy2;
genr resdo2=res(-2); genr res2=kk2*resdo2;
dummy3=t>3;kk3=dummy3;
genr resdo3=res(-3); genr res3=kk3*resdo3;
dummy4=t>4;kk4=dummy4;
genr resdo4=res(-4); genr res4=kk4*resdo4;
olsq res da db dd de dg dh dj df res1;
set Far1=(((sqrrest-@ssr)/1)/(@ssr/(@nob-8-1))); print Far1;
olsq res da db dd de dg dh dj df res4; set sqmres2=@ssr;
set Far2=(((sqrrest-@ssr)/1)/(@ssr/(@nob-8-1))); print Far2;
olsq res da db dd de dg dh dj df res1 res4; set sqmres3=@ssr;
set Far3=(((sqrrest-@ssr)/2)/(@ssr/(@nob-8-2))); print Far3;
olsq res da db dd de dg dh dj df res1 res2; set sqmres4=@ssr;
set Far4=(((sqrrest-@ssr)/2)/(@ssr/(@nob-8-2))); print Far4;
olsq res da db dd de dg dh dj df res1 res2 res3; set sqmres5=@ssr;
set Far5=(((sqrrest-@ssr)/3)/(@ssr/(@nob-8-3))); print Far5;
olsq res da db dd de dg dh dj df res1 res2 res3 res4; set sqmres6=@ssr;
set Far6=(((sqrrest-@ssr)/4)/(@ssr/(@nob-8-4))); print Far6;
? teste da presença de correlação em série robustos face a heterocedasticidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq res1 da db dd de dg dh dj df; genr rres1=@res; genr resr1=rres1*res;
olsq res2 da db dd de dg dh dj df; genr rres2=@res; genr resr2=rres2*res;
olsq res3 da db dd de dg dh dj df; genr rres3=@res; genr resr3=rres3*res;
olsq res4 da db dd de dg dh dj df; genr rres4=@res; genr resr4=rres4*res;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq c resr1; set see1=@nob-@ssr; print see1;
olsq c resr4; set see2=@nob -@ssr; print see2;
olsq c resr1 resr4; set see3=@nob -@ssr; print see3;
olsq c resr1 resr2; set see4=@nob -@ssr; print see4;
olsq c resr1 resr2 resr3; set see5=@nob -@ssr; print see5;
```

olsq c resr1 resr2 resr3 resr4; set see6=@nob -@ssr; print see6;

OUTPUT

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .419176E-05

Std. dev. of dependent var. = .036091

Sum of squared residuals = .076852

Variance of residuals = .147791E-02

Std. error of regression = .038444

R-squared = .395534E-05

Adjusted R-squared = -.134611

Durbin-Watson statistic = 2.02744

F-statistic (zero slopes) = .293826E-04

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.11431

Log of likelihood function = 114.670

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
DA	-.270090E-03	.787648	-.342907E-03
DB	-.272329E-03	.304941	-.893056E-03
DD	-.200823E-04	.130615	-.153752E-03
DE	.229698E-03	.344580	.666604E-03
DG	-.332935E-05	.722996E-02	-.460494E-03
DH	.258358E-06	.492665E-03	.524409E-03
DJ	-.489604E-08	.839758E-05	-.583029E-03
DF	-.123325E-04	.035017	-.352189E-03

*** WARNING in line 37 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES(-1): 1

*** WARNING in line 37 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 1

*** WARNING in line 38 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESD01: 1

*** WARNING in line 41 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES(-2): 2

*** WARNING in line 41 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 2

*** WARNING in line 42 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESD02: 2

*** WARNING in line 45 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES(-3): 3

*** WARNING in line 45 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 3

*** WARNING in line 46 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESD03: 3

*** WARNING in line 49 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES(-4): 4

*** WARNING in line 49 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

*** WARNING in line 50 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESD04: 4

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .419176E-05

Std. dev. of dependent var. = .036091

Sum of squared residuals = .076777

Variance of residuals = .150543E-02

Std. error of regression = .038800

R-squared = .977403E-03

Adjusted R-squared = -.155732

Durbin-Watson statistic = 1.98257

F-statistic (zero slopes) = .623704E-02

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.04705

Log of likelihood function = 114.700

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
DA	-.827982E-02	.795757	-.010405
DB	.329410E-02	.308181	.010689
DD	-.143933E-02	.131979	-.010906
DE	-.110563E-02	.347824	-.317870E-02
DG	.144168E-03	.732688E-02	.019677
DH	-.988412E-05	.499306E-03	-.019796
DJ	.169266E-06	.851132E-05	.019887
DF	.544692E-03	.035429	.015374
RES1	-.031725	.142315	-.222922

FAR1 = 0.049694

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .419176E-05
Std. dev. of dependent var. = .036091
Sum of squared residuals = .054738
Variance of residuals = .107329E-02
Std. error of regression = .032761
R-squared = .287748

Adjusted R-squared = .176023
Durbin-Watson statistic = 1.72542
F-statistic (zero slopes) = 2.57549
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.38539
Log of likelihood function = 124.850

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	.075911	.671432	.113058
DB	-.198723	.263518	-.754115
DD	.046350	.111776	.414665
DE	.141638	.295294	.479650
DG	-.576966E-02	.629087E-02	-.917148
DH	.400157E-03	.428986E-03	.932798
DJ	-.693757E-05	.731747E-05	-.948083
DF	-.024733	.030334	-.815352
RES4	.579126	.127585	4.53912

FAR2 = 20.60362

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .419176E-05
Std. dev. of dependent var. = .036091
Sum of squared residuals = .054542
Variance of residuals = .109084E-02
Std. error of regression = .033028
R-squared = .290299

Adjusted R-squared = .162553
Durbin-Watson statistic = 1.81065
F-statistic (zero slopes) = 2.27247
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.32074
Log of likelihood function = 124.958

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	.090126	.677728	.132983
DB	-.207423	.266455	-.778455
DD	.049342	.112907	.437015
DE	.145862	.297865	.489692
DG	-.609429E-02	.638814E-02	-.954001
DH	.422528E-03	.435685E-03	.969802
DJ	-.732267E-05	.743275E-05	-.985190
DF	-.026001	.030727	-.846205
RES1	.051957	.122554	.423952
RES4	.587469	.130121	4.51480

FAR3 = 10.22598

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .419176E-05
Std. dev. of dependent var. = .036091
Sum of squared residuals = .070502
Variance of residuals = .141003E-02
Std. error of regression = .037550
R-squared = .082629

Adjusted R-squared = -.082498
Durbin-Watson statistic = 2.05050
F-statistic (zero slopes) = .500394
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.06407
Log of likelihood function = 117.258

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.095507	.771242	-.123835
DB	.038284	.298718	.128161
DD	-.251312E-02	.127730	-.019675
DE	-.663759E-02	.336634	-.019718
DG	.153688E-02	.712161E-02	.215805
DH	-.101343E-03	.485169E-03	-.208882
DJ	.166251E-05	.826760E-05	.201088
DF	.496872E-02	.034353	.144639
RES1	-.056828	.138246	-.411063
RES2	-.302521	.143404	-2.10957

FAR4 = 2.25167

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .419176E-05
Std. dev. of dependent var. = .036091
Sum of squared residuals = .068230
Variance of residuals = .139245E-02
Std. error of regression = .037316
R-squared = .112185

Adjusted R-squared = -.069002
Durbin-Watson statistic = 1.76980
F-statistic (zero slopes) = .619165
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.02858
Log of likelihood function = 118.240

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.201873	.770930	-.261856
DB	.098601	.300584	.328033
DD	-.025760	.128230	-.200890
DE	-.035895	.335312	-.107051
DG	.387959E-02	.731092E-02	.530657
DH	-.255266E-03	.496969E-03	-.513647
DJ	.418139E-05	.844929E-05	.494880
DF	.014294	.034910	.409459
RES1	-.115896	.144957	-.799522
RES2	-.324595	.143552	-2.26117
RES3	-.196692	.154002	-1.27720

FAR5 = 2.06381

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .419176E-05
Std. dev. of dependent var. = .036091
Sum of squared residuals = .053305
Variance of residuals = .111051E-02
Std. error of regression = .033324
R-squared = .306397

Adjusted R-squared = .147447
Durbin-Watson statistic = 1.76454
F-statistic (zero slopes) = 1.92762
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.20721
Log of likelihood function = 125.646

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	.322132E-03	.690678	.466400E-03
DB	-.146441	.276630	-.529374
DD	.034229	.115678	.295903
DE	.116429	.302316	.385121
DG	-.391435E-02	.686636E-02	-.570076
DH	.276972E-03	.466956E-03	.593143
DJ	-.489883E-05	.794167E-05	-.616851
DF	-.017616	.032368	-.544234
RES1	.887418E-02	.133852	.066299
RES2	-.136112	.138123	-.985443
RES3	-.079273	.141211	-.561378
RES4	.526250	.143545	3.66610

FAR6 = 5.30090

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES1
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .142939E-02
F-statistic (zero slopes) = .252030

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.14769

Equation 9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES2
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .132841E-02

F-statistic (zero slopes) = .834812

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.22096

Equation 10

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES3
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .126672E-02
F-statistic (zero slopes) = 1.12032

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.26851

Equation 11

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES4
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .126798E-02
F-statistic (zero slopes) = .779373

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.26752

Equation 12

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000
Std. dev. of dependent var. = 0.
Sum of squared residuals = 59.9403
Variance of residuals = 1.01594
Std. error of regression = 1.00794

R-squared = 0.
Adjusted R-squared = 0.
Durbin-Watson statistic = .223963E-02
Schwarz Bayes. Info. Crit. = .067244
Log of likelihood function = -85.1065

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
RESR1	-25.2961	104.395	-.242311

SEE1 = 0.059650

Equation 13

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000
Std. dev. of dependent var. = 0.
Sum of squared residuals = 47.7625
Variance of residuals = .809534
Std. error of regression = .899741

R-squared = 0.
Adjusted R-squared = 0.
Durbin-Watson statistic = .409469
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.159865
Log of likelihood function = -78.2932

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
RESR4	320.483	82.4282	3.88803

SEE2 = 12.23752

Equation 14

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000
Std. dev. of dependent var. = 0.
Sum of squared residuals = 47.7497
Variance of residuals = .823271
Std. error of regression = .907343

R-squared = 0.
Adjusted R-squared = -.017241
Durbin-Watson statistic = .417210
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.091893
Log of likelihood function = -78.2852

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
RESR1	11.7655	94.4683	.124544
RESR4	321.544	83.5601	3.84806

SEE3 = 12.25029

Equation 15

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = -.017241
Sum of squared residuals = 54.1981 Durbin-Watson statistic = .268203
Variance of residuals = .934451 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .034780
Std. error of regression = .966670 Log of likelihood function = -82.0854

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
RESR1	-90.9260	103.562	-.877986
RESR2	-271.938	109.700	-2.47892

SEE4 = 5.80187

Equation 16

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = -.035088
Sum of squared residuals = 53.9664 Durbin-Watson statistic = .289322
Variance of residuals = .946779 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .098735
Std. error of regression = .973026 Log of likelihood function = -81.9568

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
RESR1	-93.5193	104.375	-.895996
RESR2	-260.244	112.923	-2.30461
RESR3	-54.5878	110.345	-.494702

SEE5 = 6.03357

Equation 17

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = -.053571
Sum of squared residuals = 47.1512 Durbin-Watson statistic = .471383
Variance of residuals = .841986 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .031971
Std. error of regression = .917598 Log of likelihood function = -77.9068

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
RESR1	-17.2738	102.012	-.169331
RESR2	-100.931	120.316	-.838882
RESR3	-.164213	105.803	-.155207E-02
RESR4	281.078	98.7960	2.84503

SEE6 = 12.84879

ANEXO 8

Estimação do modelo supondo válida a Hipótese $u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$.

PROGRAMA

```
options crt; options nodate; options limerr=40;
freq q; smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=tripc92) ipc;
genr lm=log(moeda); genr ly=log(pib);
genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc0 lm=(eq)+(((sub)**f)/exp(eq));
iden sub (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eq (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc0 eq sub;
param a -0.448733 b 1.57709 d -0.253037 e -0.73172;
param f 0.359122 g 0.02275 h -0.00156829 j 0.0000270242;
genr eqc0 previs; genr res=lm-previs;
genr res4=res(-4); olsq res res4; set m=@coef;
genr yd2=(pib(-4))**2; genr yd3=(pib(-4))**3;
genr yd4=(pib(-4))**4; genr lm4=lm(-4);
genr ly4=ly(-4); genr li4=li(-4);
genr lp4=lp(-4);
frml eqc1 lm=(part)+(((sub)**f)/exp(eq))-m*(((subd)**f)/exp(eqd));
iden part (m*lm4+a+b*ly+d*li+e*lp-m*(a+b*ly4+d*li4+e*lp4));
iden subd (g*yd2+h*yd3+j*yd4);
iden eqd (a+b*ly4+d*li4+e*lp4); eqsub eqc1 part sub eq subd eqd;
smpl 1979:1 1992:4;
param a b d e f g h j m; lsq (tol=0.001,maxit=100) eqc1;
```

OUTPUT

Current sample: 1978:1 to 1992:4

*** WARNING in line 24 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES(-4): 4

*** WARNING in line 24 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 25 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RES4: 4

Dependent variable: RES

Current sample: 1979:1 to 1992:4

Number of observations: 56

Mean of dependent variable = -.220837E-02
Std. dev. of dependent var. = .036121
Sum of squared residuals = .052045
Variance of residuals = .946278E-03
Std. error of regression = .030762

R-squared = .281733
Adjusted R-squared = .281733
Durbin-Watson statistic = 1.51183
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.90911
Log of likelihood function = 116.007

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
RES4	.523390	.113878	4.59606

*** WARNING in line 17 Procedure GENR: Missing values for series ==> PIB(-4): 4

*** WARNING in line 17 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

*** WARNING in line 18 Procedure GENR: Missing values for series ==> PIB(-4): 4

*** WARNING in line 18 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

*** WARNING in line 19 Procedure GENR: Missing values for series ==> PIB(-4): 4

*** WARNING in line 19 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

*** WARNING in line 20 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM(-4): 4

*** WARNING in line 20 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

*** WARNING in line 21 Procedure GENR: Missing values for series ==> LY(-4): 4

*** WARNING in line 21 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4
 *** WARNING in line 22 Procedure GENR: Missing values for series ==> LI(-4): 4
 *** WARNING in line 22 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4
 *** WARNING in line 23 Procedure GENR: Missing values for series ==> LP(-4): 4
 *** WARNING in line 23 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4
 Current sample: 1979:1 to 1992:4

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

Working space used: 4187

STARTING VALUES

	A	B	D	E	G	H	J	M	F
VALUE	-0.44873	1.57709	-0.25304	-0.73172	0.022750	-0.0015683	0.000027024	0.52339	0.35912

F= -1.4778 FNEW= -1.4941 ISQZ= 1 STEP= 0.25000 CRIT= 3.6173

(...)

F= -1.5172 FNEW= -1.5172 ISQZ= 0 STEP= 1.0000 CRIT= 0.26988E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 18 ITERATIONS

47 FUNCTION EVALUATIONS.

Log of Likelihood Function = 118.210

Number of Observations = 56

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic
A	-0.754630	.779313	-.968327
B	1.25027	.456166	2.74083
D	-0.207609	.104277	-1.99094
E	-0.416882	.421333	-.989438
G	.015742	.016253	.968577
H	-.108378E-02	.111877E-02	-.968724
J	.186503E-04	.192497E-04	.968864
M	.561057	.125585	4.46754
F	.358606	.074794	4.79456

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Mean of dependent variable = 1.13597	Std. error of regression = .031993
Std. dev. of dependent var. = .553557	R-squared = .997151
Sum of squared residuals = .048108	Adjusted R-squared = .996667
Variance of residuals = .102357E-02	Durbin-Watson statistic = 1.55265

ANEXO 9

Teste de Restrições de Factor Comum

PROGRAMA

```

options crt; options nodate; options limerr=1500000;
freq q; smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr lm=log(moeda); genr ly=log(pib);
genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=(eq)+(((sub)**f)/exp(eq));
iden sub (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eq (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eq sub;
param a -0.75463 b 1.25027 d -0.207609 e -0.416882 m 0.561057;
param f 0.358606 g 0.015742 h -0.00108378 j 0.0000186503;
differ (noprint, prefix=deq) eqc a b d e g h j f;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df;
?teste baseado na regressão Gauss-Newton
genr da4=da(-4); genr db4=db(-4); genr dd4=dd(-4); genr de4=de(-4);
genr dg4=dg(-4); genr dh4=dh(-4); genr dj4=dj(-4); genr df4=df(-4);
genr lm4=lm(-4);
genr eqc previs;
genr previs4=previs(-4); genr residd4=lm4-previs4;
genr residuos=lm-previs-m*(residd4);
genr dad=da-m*da4; genr dbd=db-m*db4;
genr ddd=dd-m*dd4; genr ded=de-m*de4;
genr dgd=dg-m*dg4; genr dhd=dh-m*dh4;
genr djd=dj-m*dj4; genr dfd=df-m*df4;
olsq residuos dad dbd ddd ded dgd dhd djd dfd residd4 previs4;
?teste robusto face a formas desconhecidas de heterocedasticidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq previs4 dad dbd ddd ded dgd dhd djd dfd residd4;
genr rspredd4=@res; genr respred4=rspredd4*residuos;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq c respred4; set see1=@nob-@ssr; print see1;

```

OUTPUT

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 53 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RESIDUOS:5, DAD:5, DBD:5, DDD:5, DED:5, DGD:5, DHD:5, DJD:5, DFD:5, RESIDD4:4, PREVIS4:4

Dependent variable: RESIDUOS

Current sample: 1979:1 to 1992:3

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = .441600E-04
 Std. dev. of dependent var. = .029850
 Sum of squared residuals = .020915
 Variance of residuals = .464770E-03
 Std. error of regression = .021559
 R-squared = .565315

Adjusted R-squared = .478379
 Durbin-Watson statistic = 1.68588
 F-statistic (zero slopes) = 6.50259
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.14603
 Log of likelihood function = 138.511

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DAD	2.71868	.655665	4.14645

DBD	-1.52652	.370473	-4.12045
DDD	.211911	.121031	1.75088
DED	.161578	.284752	.567433
DGD	-.070268	.014907	-4.71370
DHD	.562124E-02	.105733E-02	5.31645
DJD	-.110571E-03	.212108E-04	-5.21295
DFD	-.315794	.073521	-4.29529
RESIDD4	.228086	.089800	2.53994
PREVIS4	.410063	.053874	7.61156

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 55 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> PREVIS4:4, DAD:5, DBD:5, DDD:5, DED:5, DGD:5, DHD:5, DJD:5, DFD:5, RESIDD4:4

Dependent variable: PREVIS4
 Current sample: 1979:1 to 1992:3
 Number of observations: 55

Variance of residuals = .348117E-02
 F-statistic (zero slopes) = 636.412

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -5.18333

*** WARNING in line 56 Procedure GENR: Missing values for series ==> @RES: 5
 *** WARNING in line 56 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 5
 *** WARNING in line 57 Procedure GENR: Missing values for series ==> RSPRED4: 5, RESIDUOS: 5
 *** WARNING in line 57 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 5

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 59 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RESPRED4: 5

Dependent variable: C
 Current sample: 1979:1 to 1992:3
 Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
 Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = 0.
 Sum of squared residuals = 36.1044 Durbin-Watson statistic = .511041
 Variance of residuals = .668599 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.348059
 Std. error of regression = .817679 Log of likelihood function = -66.4663

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
RESPRED4	287.758	54.1289	5.31616

SEE1 = 18.89563

(Nota: os avisos de erros foram omitidos deste output)

ANEXO 10

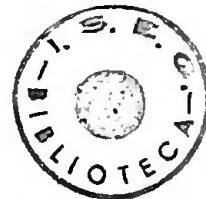
Teste de Erro de Especificação por Variáveis Omitidas

PROGRAMA

```

options crt;
freq q; smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr lm=log(moeda); genr ly=log(pib);
genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=(eqp)+(((par)**f)/exp(eqp));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
param a -0.448733 b 1.57709 d -0.253037 e -0.73172;
param f 0.359122 g 0.02275 h -0.00156829 j 0.0000270242;
genr eqc prev; genr prev2=prev**2; genr res=lm-prev;
differ (noprint, prefix=deq) eqc a b d e g h j f;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq res da db dd de dg dh dj df; set sqrrst=@ssr;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
?teste presença variáveis omitidas
olsq res da db dd de dg dh dj df prev2;
set VarOmit=(((sqrrst-@ssr)/1)/(@ssr/(@nob-8-1))); print VarOmit;
?teste presença variáveis omitidas robusto à heterocedasticidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq prev2 da db dd de dg dh dj df; genr resipre2=@res; genr resprev2=resipre2*res;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq c resprev2; set see1=@nob-@ssr; print see1;

```



OUTPUT

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .147791E-02

F-statistic (zero slopes) = .293826E-04

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.11431

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .419176E-05

Std. dev. of dependent var. = .036091

Sum of squared residuals = .072599

Variance of residuals = .142350E-02

Std. error of regression = .037729

R-squared = .055343

Adjusted R-squared = -.092839

Durbin-Watson statistic = 2.16692

F-statistic (zero slopes) = .373479

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.10300

Log of likelihood function = 116.378

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	1.85212	1.32139	1.40165
DB	-.067461	.301789	-.223537

DD .262415 .198708 1.32061
 DE -.410416 .413288 -.993051
 DG -.011578 .975653E-02 -1.18668
 DH .787984E-03 .664437E-03 1.18594
 DJ -.133907E-04 .113092E-04 -1.18406
 DF -.058242 .048124 -1.21024
 PREV2 .202568 .117195 1.72847

VAROMIT = 2.98762

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: PREV2

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .199315E-02

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -5.81523

F-statistic (zero slopes) = 6707.09

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000

R-squared = 0.

Std. dev. of dependent var. = 0.

Adjusted R-squared = 0.

Sum of squared residuals = 56.8717

Durbin-Watson statistic = .098059

Variance of residuals = .963928

Schwarz Bayes. Info. Crit. = .014693

Std. error of regression = .981798

Log of likelihood function = -83.5299

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
RESPREV2	149.001	82.7103	1.80148

SEE1 = 3.12825

ANEXO 11

Teste de Erro de Especificação supondo Especificações Alternativas

PROGRAMA

```
options crt;
freq q: smpl 1978:1 1992:4;
load (file=tritax92) txju; load (file=currency) moeda;
load (file=pibcorre) pib; load (file=tripc92) ipc;
genr lm=log(moeda); genr ly=log(pib);
genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=(eqp)+(((par)**f)/exp(eqp));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
param a -0.448733 b 1.57709 d -0.253037 e -0.73172;
param f 0.359122 g 0.02275 h -0.00156829 j 0.0000270242;
genr eqc previs; genr res=lm-previs;
differ (noprint, prefix=dq) eqc a b d e g h j f;
genr dq1 da; genr dq2 db; genr dq3 dd; genr dq4 de;
genr dq5 dg; genr dq6 dh; genr dq7 dj; genr dq8 df;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq res da db dd de dg dh dj df; set sqrrrest=@ssr;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;

? primeira hipotese alternativa
? teste regressao Gauss-Newton
genr lm1=lm(-1);
frml eqc1 lm=m*lm1+(1-m)*((eqp1)+(((par1)**f)/exp(eqp1)));
iden par1 (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp1 (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub (print) eqc1 eqp1 par1;
differ (print, prefix=dq1) eqc1 a b d e g h j f m;
param a -0.448733 b 1.57709 d -0.253037 e -0.73172;
param f 0.359122 g 0.02275 h -0.00156829 j 0.0000270242 m 0;
genr dq11 da1; genr dq12 db1; genr dq13 dd1; genr dq14 de1;
genr dq15 dg1; genr dq16 dh1; genr dq17 dj1; genr dq18 df1; genr dq19 dm1;
olsq res da1 db1 dd1 de1 dg1 dh1 dj1 df1 dm1;
set HA1Esp=(((sqrrrest-@ssr)/1)/(@ssr/(@nob-8-1))); print HA1Esp;
? teste robusto a formas de heterocedasticidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq dm1 da1 db1 dd1 de1 dg1 dh1 dj1 df1;
genr resdm1=@res; genr dmlres=resdm1*res;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq c dmlres; set seel=@nob-@ssr; print seel;

? segunda hipotese alternativa
? teste regressao Gauss-Newton
genr lm4=lm(-4);
frml eqc2 lm=m*lm4+(1-m)*((eqp2)+(((par2)**f)/exp(eqp2)));
iden par2 (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp2 (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub (print) eqc2 eqp2 par2;
differ (print, prefix=dq2) eqc2 a b d e g h j f m;
param a -0.448733 b 1.57709 d -0.253037 e -0.73172;
param f 0.359122 g 0.02275 h -0.00156829 j 0.0000270242 m 0;
genr dq21 da2; genr dq22 db2; genr dq23 dd2; genr dq24 de2;
genr dq25 dg2; genr dq26 dh2; genr dq27 dj2; genr dq28 df2;
genr dq29 dm2;
olsq res da2 db2 dd2 de2 dg2 dh2 dj2 df2 dm2;
```

```

set HA2Esp=(((sqrrest-@ssr)/1)/(@ssr/(@nob-8-1))); print HA2Esp;
? teste robusto a formas desconhecidas de heterocedasticidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq dm2 da2 db2 dd2 de2 dg2 dh2 dj2 df2;
genr resdm2=@res; genr dm2res=resdm2*res;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq c dm2res; set see2=@nob-@ssr; print see2;

```

OUTPUT

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .147791E-02

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.11431

F-statistic (zero slopes) = .293826E-04

*** WARNING in line 36 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM(-1): 1

*** WARNING in line 36 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 1

FRML EQC1 LM=(M*LM1+(1-M)*((A+B*LY+D*LI+E*LP)+((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F)/EXP(A+B*LY+ D*LI+E*LP)))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC1 WITH RESPECT TO A

FRML DQ11 DLM1=(1-M)*(1-((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F)*EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)/(EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)*EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP))))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC1 WITH RESPECT TO B

FRML DQ12 DLM2=(1-M)*(LY-(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F*(EXP(A+B*LY+D*LI-E*LP)*LY))/(EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)*EXP(A+B*LY+D*LI-E*LP)))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC1 WITH RESPECT TO D

FRML DQ13 DLM3=(1-M)*(LI-(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F*(EXP(A+B*LY+D*LI-E*LP)*LI))/(EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)*EXP(A+B*LY+D*LI-E*LP)))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC1 WITH RESPECT TO E

FRML DQ14 DLM4=(1-M)*(LP-(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F*(EXP(A+B*LY+D*LI-E*LP)*LP)/(EXP(A+B*LY+ D*LI+E*LP)*EXP(A+B*LY+D*LI-E*LP))))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC1 WITH RESPECT TO G

FRML DQ15 DLM5=(1-M)*(((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**(F-1)*F)*Y2)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC1 WITH RESPECT TO H

FRML DQ16 DLM6=(1-M)*(((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**(F-1)*F)*Y3)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC1 WITH RESPECT TO J

FRML DQ17 DLM7=(1-M)*(((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**(F-1)*F)*Y4)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC1 WITH RESPECT TO F

FRML DQ18 DLM8=(1-M)*(LOG(G*Y2+H*Y3+J*Y4)*(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F)/EXP(A+B*LY+D*LI+ E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC1 WITH RESPECT TO M

FRML DQ19 DLM9=LM1-(A-B*LY+D*LI+E*LP+((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F)/(EXP(A+B*LY+D*LI+ E*LP)))

*** WARNING in line 52 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM1: 1

*** WARNING in line 52 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 1

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 53 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> DM1: 1

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:2 to 1992:4

Number of observations: 59

Mean of dependent variable = -.860661E-03
 Std. dev. of dependent var. = .035768
 Sum of squared residuals = .073039
 Variance of residuals = .146079E-02
 Std. error of regression = .038220
 R-squared = .015694

Adjusted R-squared = -.141795
 Durbin-Watson statistic = 2.20505
 F-statistic (zero slopes) = .099652
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.07230
 Log of likelihood function = 113.764

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA1	.226035	.796196	.283894
DB1	.122669	.323103	.379660
DD1	-.016843	.133463	-.126200
DE1	-.141977	.359307	-.395143
DG1	.215566E-02	.761053E-02	.283247
DH1	-.148175E-03	.518151E-03	-.285968
DJ1	.254593E-05	.882303E-05	.288555
DF1	.015968	.038051	.419659
DM1	.072027	.130853	.550438

HAIESP = 2.60960

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 57 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> DM1: 1

Dependent variable: DM1
 Current sample: 1978:2 to 1992:4
 Number of observations: 59

Variance of residuals = .167281E-02
 F-statistic (zero slopes) = .914753

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -5.98607

*** WARNING in line 58 Procedure GENR: Missing values for series ==> @RES: 1
 *** WARNING in line 58 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 1
 *** WARNING in line 59 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESDM1: 1
 *** WARNING in line 59 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 1

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 61 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> DM1RES: 1

Dependent variable: C
 Current sample: 1978:2 to 1992:4
 Number of observations: 59

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
 Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = 0.
 Sum of squared residuals = 58.6526 Durbin-Watson statistic = .013468
 Variance of residuals = 1.01125 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .063206
 Std. error of regression = 1.00561 Log of likelihood function = -83.5432

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DM1RES	56.5306	96.4531	.586095

SEE1 = 0.34737

*** WARNING in line 64 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM(-4): 4
 *** WARNING in line 64 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

$$FRML EQC2 LM = M * LM4 + (1 - M) * ((A + B * LY + D * LI + E * LP) + ((G * Y2 + H * Y3 + J * Y4) ** F) / EXP(A - B * LY + D * LI + E * LP))$$

DERIVATIVE OF EQUATION EQC2 WITH RESPECT TO A

$$FRML DQ21 DLM1 = (1 - M) * (1 - ((G * Y2 + H * Y3 + J * Y4) ** F) * EXP(A + B * LY + D * LI + E * LP) / (EXP(A - B * LY + D * LI + E * LP) * EXP(A + B * LY + D * LI + E * LP)))$$

DERIVATIVE OF EQUATION EQC2 WITH RESPECT TO B

$$FRML DQ23 DLM2 = (1 - M) * (LY - (G * Y2 + H * Y3 + J * Y4) ** F * (EXP(A + B * LY + D * LI + E * LP) * LY)) / (EXP(A + B * LY + D * LI + E * LP) * EXP(A + B * LY + D * LI + E * LP))$$

DERIVATIVE OF EQUATION EQC2 WITH RESPECT TO D

$$FRML DQ23 DLM3 = (1 - M) * (LI - (G * Y2 + H * Y3 + J * Y4) ** F * (EXP(A + B * LY + D * LI + E * LP) * LI)) / (EXP(A + B * LY + D * LI + E * LP) * EXP(A + B * LY + D * LI + E * LP))$$

DERIVATIVE OF EQUATION EQC2 WITH RESPECT TO E

FRML DQ24 DLM4=(1-M)*(LP-(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F*(EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)*LP))/(EXP(A+B*LY+ D*LI+ E*LP)*EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC2 WITH RESPECT TO G

FRML DQ25 DLM5=(1-M)*(((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**(F-1)*F)*Y2)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC2 WITH RESPECT TO H

FRML DQ26 DLM6=(1-M)*(((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**(F-1)*F)*Y3)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC2 WITH RESPECT TO J

FRML DQ27 DLM7=(1-M)*(((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**(F-1)*F)*Y4)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC2 WITH RESPECT TO F

FRML DQ28 DLM8=(1-M)*(LOG(G*Y2+H*Y3+J*Y4)*(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F)/EXP(A+B*LY+D*LI+ E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC2 WITH RESPECT TO M

FRML DQ29 DLM9=LM4-(A+B*LY+D*LI+E*LP+((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F)/(EXP(A+B*LY+D*LI+ E*LP)))

*** WARNING in line 80 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM4: 4

*** WARNING in line 80 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 81 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> DM2: 4

Dependent variable: RES

Current sample: 1979:1 to 1992:4

Number of observations: 56

Mean of dependent variable = -.220837E-02

Std. dev. of dependent var. = .036121

Sum of squared residuals = .022868

Variance of residuals = .486550E-03

Std. error of regression = .022058

R-squared = .681334

Adjusted R-squared = .627093

Durbin-Watson statistic = 1.60935

F-statistic (zero slopes) = 12.5612

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.15644

Log of likelihood function = 139.034

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA2	.930598	.524542	1.77412
DB2	-.789866	.246928	-3.19877
DD2	.257025	.081772	3.14319
DE2	.476336	.264555	1.80052
DG2	-.017634	.505455E-02	-3.48871
DH2	.120027E-02	.344403E-03	3.48508
DJ2	-.204115E-04	.586778E-05	-3.47857
DF2	-.086522	.028335	-3.05348
DM2	.781342	.083755	9.32894

HA2ESP = 110.95217

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 85 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> DM2: 4

Dependent variable: DM2

Current sample: 1979:1 to 1992:4

Number of observations: 56

Variance of residuals = .144500E-02

F-statistic (zero slopes) = 9.48394

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.11875

*** WARNING in line 86 Procedure GENR: Missing values for series ==> @RES: 4
*** WARNING in line 86 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4
*** WARNING in line 87 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESDM2: 4
*** WARNING in line 87 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 89 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> DM2RES: 4

Dependent variable: C

Current sample: 1979:1 to 1992:4

Number of observations: 56

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = 0.
Sum of squared residuals = 38.5291 Durbin-Watson statistic = .660756
Variance of residuals = .700529 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.302057
Std. error of regression = .836976 Log of likelihood function = -68.9903

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
DM2RES	322.378	64.5536	4.99396

SEE2 = 17.47091

ANEXO 12:

Programa de Procura da Estimativa com melhores t rácios para o modelo adoptado

PROGRAMA

```
options crt; options nodate; options limerr=22000;
freq q: smpl 1977:1 1992:4;
load (file=currency) moeda; genr lm=log(moeda); genr lm4=lm(-4);
smpl 1978:1 1992:4;load (file=tritax92) txju;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr ly=log(pib); genr li=log(txju);
genr lp=log(ipc); genr y2=pib**2;
genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=m*lm4+(1-m)*((eqp)+(((par)**f)/exp(eqp)));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
set aa(1)=-2; set aa(2)=0; set aa(3)=2;
set bb(1)=0.5;set bb(2)=0.75;set bb(3)=1;
set dd(1)=-0.5;set dd(2)=-0.75;set dd(3)=-1;
set ff(1)=0.4;set ff(2)=0.5;set ff(3)=0.6;
set ff(4)=0.7;set ff(5)=0.8;set ff(6)=0.9;
set gg(1)=.011395;set hh(1)=-.00087;set jj(1)=.0000219;
set gg(2)=.02279;set hh(2)=-.00173;set jj(2)=.0000437;
set gg(3)=.034184;set hh(3)=-.0026;set jj(3)=.0000656;
set gg(4)=.045579;set hh(4)=-.00346;set jj(4)=.0000875;
set gg(5)=.056974;set hh(5)=-.00433;set jj(5)=.000109;
do n=1 to 3; do m=1 to 3;
do x=1 to 3; do z=1 to 5;
do w=1 to 6;
set a=aa(n); set b=bb(m);
set f=ff(w); set d=dd(x);
set g=gg(z); set h=hh(z); set j=jj(z);
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
param a b d e l m 0.5 g h j; cons f;
print a b d e g h j f;
lsq (tol=.001,maxit=100) eqc;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
param f; lsq (tol=.001,maxit=100) eqc;
enddo; enddo;
enddo; enddo;
enddo;
```

ANEXO 13:

Estimativas da Convergência com t-rácios mais elevados após correcção da especificação e análise da colinearidade para o modelo adoptado

PROGRAMA

```
options crt; options nodate; options limerr=210;
freq q; smpl 1977:1 1992:4; load (file=curren77) moeda;
genr lm=log(moeda); genr lm4=lm(-4);
smpl 1978:1 1992:4; load (file=tritax92) txju;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr ly=log(pib); genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=m*lm4+(1-m)*((eqp)+(((par)**f)/exp(eqp)));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
?estimacao inicial
param a 2 b 0.5 d -0.5 e 1 m 0.5;
param g 0.034184 h -0.0026 j 0.0000656; cons f 0.6;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
param f, lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;

differ (noprint, prefix=deq) eqc a b d e g h j f m;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df; genr deq9 dm;

? teste da ppresença de colinearidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq da db dd de dg dh dj df dm;
set ssr10=@ssr; olsq da c; set ssr11=@ssr; set cola=ssr10/ssr11;
olsq db da dd de dg dh dj df dm;
set ssr20=@ssr; olsq db c; set ssr21=@ssr; set colb=ssr20/ssr21;
olsq dd da db de dg dh dj df dm;
set ssr30=@ssr; olsq dd c; set ssr31=@ssr; set cold=ssr30/ssr31;
olsq de da db dd dg dh dj df dm;
set ssr40=@ssr; olsq de c; set ssr41=@ssr; set cole=ssr40/ssr41;
olsq dg da db dd de dh dj df dm;
set ssr50=@ssr; olsq dg c; set ssr51=@ssr; set colg=ssr50/ssr51;
olsq dh da db dd de dg dj df dm;
set ssr60=@ssr; olsq dh c; set ssr61=@ssr; set colh=ssr60/ssr61;
olsq dj da db dd de dg dh df dm;
set ssr70=@ssr; olsq dj c; set ssr71=@ssr; set colj=ssr70/ssr71;
olsq df da db dd de dg dh dj dm;
set ssr80=@ssr; olsq df c; set ssr81=@ssr; set colf=ssr80/ssr81;
olsq dm da db dd de dg dh dj df;
set ssr90=@ssr; olsq dm c; set ssr91=@ssr; set colm=ssr90/ssr91;
print cola; print colb; print cold; print cole;
print colg; print colh; print colj; print colf; print colm;
```

OUTPUT

Current sample: 1977:1 to 1992:4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM(-4): 4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

Current sample: 1978:1 to 1992:4

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.60000

Working space used: 2855

STARTING VALUES

VALUE	G	H	J	A	B	D	E	M
0.034184	-0.0026000	0.000065600	2.00000	0.50000	-0.50000	1.00000	0.50000	

F= 3.2295 FNEW= 3.2294 ISQZ= 7 STEP= 0.61035E-04 CRIT= 51.998

(...)

F= -1.7025 FNEW= -1.7025 ISQZ= 1 STEP= 0.53671 CRIT= 0.11578E-04

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 60 ITERATIONS

268 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638627E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

Working space used: 3089

STARTING VALUES

VALUE	G	H	J	A	B	D	E	M	F
0.025443	-0.0015839	0.000024461	1.87126	1.79473	-0.13541	-1.32569	0.52925	0.60000	

F= -1.7025 FNEW= -1.7026 ISQZ= 3 STEP= 0.14538 CRIT= 0.75819E-01

(...)

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.52706 CRIT= 0.70072E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 21 ITERATIONS

94 FUNCTION EVALUATIONS.

Log of Likelihood Function = 139.853

Number of Observations = 60

Standard

Parameter	Estimate	Error	t-statistic
G	.025653	.015962	1.60713
H	-.159292E-02	.987020E-03	-1.61387
J	.245268E-04	.184642E-04	1.32834
A	1.78054	1.64519	1.08227
B	1.77922	.754521	2.35808
D	-.147480	.207611	-.710371
E	-1.30094	.895258	-1.45315
M	.526482	.065129	8.08365
F	.584037	.230713	2.53144

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Mean of dependent variable = 1.06780 Std. error of regression = .025513

Std. dev. of dependent var. = .593286 R-squared = .998402

Sum of squared residuals = .033196 Adjusted R-squared = .998151

Variance of residuals = .650911E-03 Durbin-Watson statistic = 1.72847

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DA

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .462476E-05 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -11.8813

F-statistic (zero slopes) = 6473.65

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DA
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .355617E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -5.58764

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DB
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .219876E-04 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -10.3222
F-statistic (zero slopes) = 54346.1

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DB
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .141792 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.90196

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DD
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .290415E-03 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.74139
F-statistic (zero slopes) = 757.874

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DD
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .026369 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -3.58412

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DE
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .156179E-04 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -10.6643
F-statistic (zero slopes) = 80669.0

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DE
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .149492 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.84908

Equation 9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DG
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .049131 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.61046
F-statistic (zero slopes) = 137675.

Equation 10

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DG
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = 802.562 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 6.73924

Equation 11

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DH
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = 12.8489 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 2.95607
F-statistic (zero slopes) = 480314.

Equation 12

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DH
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = 732225. Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.5553

Equation 13

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DJ
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = 36716.1 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 10.9138
F-statistic (zero slopes) = 144842.

Equation 14

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DJ
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .630985E+09 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 20.3142

Equation 15

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DF
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .235166E-03 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.95241
F-statistic (zero slopes) = 605.003

Equation 16

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DF
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .017088 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -4.01797

Equation 17

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DM
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60
Variance of residuals = .295098E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -5.42281
F-statistic (zero slopes) = 14.7885

Equation 18

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DM
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .777854E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -4.80496

COLA = 0.0011462
COLB = 0.00013667
COLD = 0.0097067
COLE = 0.000092079
COLG = 0.000053954
COLH = 0.000015466
COLJ = 0.000051285
COLF = 0.012130
COLM = 0.33436



ANEXO 14:

Estimativas da Convergência com t-rácios mais elevados, com κ fixo, teste da consistência e análise da colinearidade para o modelo adoptado

PROGRAMA

```
options crt; options nodate; options limerr=210;
freq q; smpl 1977:1 1992:4; load (file=curren77) moeda;
genr lm=log(moeda); genr lm4=lm(-4);
smpl 1978:1 1992:4; load (file=tritax92) txju;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr ly=log(pib); genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=m*lm4+(1-m)*((eqp)+(((par)**f)/exp(eqp)));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub (print) eqc eqp par;
?estimacao inicial
param a 2 b 0.5 d -0.5 e 1 m 0.5;
param g 0.034184 h -0.0026 j 0.0000656; cons f 0.6;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
param f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
cons f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
print @vcov; genr res=@res; genr previs=@fit; print res;

? teste da consistência
differ (print, prefix=deq) eqc a b d e g h j f m;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df; genr deq9 dm;
olsq (hi) res da db dd de dg dh dj dm; print @vcov; supres @smpl;
smplif @hi>2*@ncoef/@nob; print @hi; select 1;
genr test=(@hi/(1-@hi))*res; print test;
olsq res da db dd de dg dh dj df dm; print @vcov; set sqrrst=@ssr;

? teste da ppresença de colinearidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq da db dd de dg dh dj df dm;
set ssr10=@ssr; olsq da c; set ssr11=@ssr; set cola=ssr10/ssr11;
olsq db da dd de dg dh dj df dm;
set ssr20=@ssr; olsq db c; set ssr21=@ssr; set colb=ssr20/ssr21;
olsq dd da db de dg dh dj df dm;
set ssr30=@ssr; olsq dd c; set ssr31=@ssr; set cold=ssr30/ssr31;
olsq de da db dd dg dh dj df dm;
set ssr40=@ssr; olsq de c; set ssr41=@ssr; set cole=ssr40/ssr41;
olsq dg da db dd de dh dj df dm;
set ssr50=@ssr; olsq dg c; set ssr51=@ssr; set colg=ssr50/ssr51;
olsq dh da db dd de dg dj df dm;
set ssr60=@ssr; olsq dh c; set ssr61=@ssr; set colh=ssr60/ssr61;
olsq dj da db dd de dg dh df dm;
set ssr70=@ssr; olsq dj c; set ssr71=@ssr; set colj=ssr70/ssr71;
olsq df da db dd de dg dh dj dm;
set ssr80=@ssr; olsq df c; set ssr81=@ssr; set colf=ssr80/ssr81;
olsq dm da db dd de dg dh dj df;
set ssr90=@ssr; olsq dm c; set ssr91=@ssr; set colm=ssr90/ssr91;
print cola; print colb; print cold; print cole;
print colg; print colh; print colj; print colf; print colm;
```

OUTPUT

Current sample: 1977:1 to 1992:4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM(-4): 4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4
Current sample: 1978:1 to 1992:4

$$\text{FRML EQC LM} = M \cdot \text{LM4} + (1-M) \cdot ((A+B \cdot \text{LY} + D \cdot \text{LI} + E \cdot \text{LP}) + ((G \cdot \text{Y2} + H \cdot \text{Y3} + J \cdot \text{Y4}) \cdot F) / \text{EXP}(A+B \cdot \text{LY} + D \cdot \text{LI} + E \cdot \text{LP}))$$

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.60000

Working space used: 2855

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	M
VALUE	0.034184	-0.0026000	0.000065600	2.00000	0.50000	-0.50000	1.00000	0.50000

F= 3.2295 FNEW= 3.2294 ISQZ= 7 STEP= 0.61035E-04 CRIT= 51.998

(...)

F= -1.7025 FNEW= -1.7025 ISQZ= 1 STEP= 0.53671 CRIT= 0.11578E-04

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 60 ITERATIONS

268 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638627E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

Working space used: 3089

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	M	F
VALUE	0.025443	-0.0015839	0.000024461	1.87126	1.79473	-0.13541	-1.32569	0.52925	0.60000

F= -1.7025 FNEW= -1.7026 ISQZ= 3 STEP= 0.14538 CRIT= 0.75819E-01

(...)

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.52706 CRIT= 0.70072E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 21 ITERATIONS

94 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .650911E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.58404

Working space used: 2855

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	M
VALUE	0.025653	-0.0015929	0.000024527	1.78054	1.77922	-0.14748	-1.30094	0.52648

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.51457 CRIT= 0.62794E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 1 ITERATIONS

2 FUNCTION EVALUATIONS.

Log of Likelihood Function = 139.853

Number of Observations = 60

Standard

Parameter Estimate Error t-statistic

G .025653 .011279 2.27440
H -.159292E-02 .840199E-03 -1.89588
J .245268E-04 .177505E-04 1.38175
A 1.78054 1.62844 1.09340
B 1.77922 .680987 2.61271
D -.147480 .106858 -1.38015
E -1.30094 .833509 -1.56081
M .526482 .061919 8.50279

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Mean of dependent variable = 1.06780 Std. error of regression = .025266
Std. dev. of dependent var. = .593286 R-squared = .998402
Sum of squared residuals = .033196 Adjusted R-squared = .998186
Variance of residuals = .638394E-03 Durbin-Watson statistic = 1.72844

@VCOV

	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0.00012721							
2	-8.39698D-06	7.05934D-07						
3	1.38404D-07	-1.41302D-08	3.15081D-10					
4	0.014736	-0.00069325	6.80588D-06	2.65183				
5	0.0068583	-0.00038175	5.11582D-06	1.08480	0.46374			
6	-0.00039800	0.000051763	-1.27520D-06	0.036747	0.0022209	0.011419		
7	-0.0081889	0.00042947	-5.24230D-06	-1.34313	-0.56573	-0.0065005	0.69474	
8	0.00050657	-0.000036207	6.39888D-07	0.040137	0.020201	-0.0024322	-0.023533	0.0038339

RES

1978:1	-0.0051412	1983:1	0.040506	1988:1	0.012182
1978:2	-0.015789	1983:2	0.0079909	1988:2	-0.018723
1978:3	-0.0049110	1983:3	-0.0088238	1988:3	-0.012738
1978:4	0.0072770	1983:4	0.0018781	1988:4	0.0014557
1979:1	-0.045495	1984:1	-0.043531	1989:1	-0.056565
1979:2	-0.029702	1984:2	-0.025566	1989:2	-0.0059401
1979:3	-0.0052736	1984:3	-0.028382	1989:3	-0.018483
1979:4	0.057451	1984:4	0.0058077	1989:4	0.031620
1980:1	0.0074228	1985:1	-0.0013908	1990:1	-0.0090029
1980:2	-0.017228	1985:2	-0.0049377	1990:2	-0.023041
1980:3	0.025020	1985:3	0.0027548	1990:3	0.0087450
1980:4	0.022996	1985:4	0.032862	1990:4	0.013861
1981:1	-0.0098943	1986:1	-0.015660	1991:1	0.030605
1981:2	0.0023166	1986:2	-0.016039	1991:2	0.016822
1981:3	-0.031675	1986:3	0.0081252	1991:3	0.017239
1981:4	0.028776	1986:4	0.051192	1991:4	0.030394
1982:1	0.0084926	1987:1	-0.0021979	1992:1	-0.049006
1982:2	-0.0094303	1987:2	0.0063023	1992:2	-0.026697
1982:3	0.033689	1987:3	-0.0059363	1992:3	-0.0064954
1982:4	0.016951	1987:4	0.012234	1992:4	0.010728

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO A

FRML DQ1 DLM1=(1-M)*(1-((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F)*EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)/(EXP(A-B*LY+D*LI+E*LP)*EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO B

FRML DQ3 DLM2=(1-M)*(LY-(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F*(EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)*LY))/(EXP(A-B*LY+D*LI+E*LP)*EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO D

FRML DQ3 DLM3=(1-M)*(LI-(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F*(EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)*LI))/(EXP(A-B*LY+D*LI+E*LP)*EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO E

FRML DQ4 DLM4=(1-M)*(LP-(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F*(EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)*LP))/(EXP(A-B*LY+D*LI+E*LP)*EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP))

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO G

FRML DQ5 DLM5=(1-M)*(((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**(F-1)*F)*Y2)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO H

FRML DQ6 DLM6=(1-M)*(((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**(F-1)*F)*Y3)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)

DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO J

FRML DQ7 DLM7=(1-M)*(((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**(F-1)*F)*Y4)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)
DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO F

FRML DQ8 DLM8=(1-M)*(LOG(G*Y2+H*Y3+J*Y4)*(G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F)/EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)
DERIVATIVE OF EQUATION EQC WITH RESPECT TO M

FRML DQ9 DLM9=LM4-(A+B*LY+D*LI+E*LP+((G*Y2+H*Y3+J*Y4)**F)/(EXP(A+B*LY+D*LI+E*LP)))

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07

Std. dev. of dependent var. = .023720

Sum of squared residuals = .033196

Variance of residuals = .638394E-03

Std. error of regression = .025266

R-squared = .227882E-10

Adjusted R-squared = -.134615

Durbin-Watson statistic = 1.72844

F-statistic (zero slopes) = .169282E-09

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.95374

Log of likelihood function = 139.853

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	.695189E-05	1.62844	.426905E-05
DB	.217324E-05	.680986	.319132E-05
DD	.147960E-06	.106858	.138463E-05
DE	-.328872E-05	.833507	-.394564E-05
DG	.275751E-07	.011279	.244486E-05
DH	.133571E-08	.840200E-03	.158976E-05
DJ	-.683648E-10	.177506E-04	-.385142E-05
DM	-.769108E-07	.061919	-.124212E-05

@VCOV

1	2	3	4	5	6	7	8
1	2.65181						
2	1.08480	0.46374					
3	0.036747	0.0022208	0.011419				
4	-1.34313	-0.56573	-0.0065004	0.69473			
5	0.014736	0.0068583	-0.00039801	-0.0081889	0.00012721		
6	-0.00069325	-0.00038175	0.000051763	0.00042947	-8.39699D-06	7.05936D-07	
7	6.80592D-06	5.11584D-06	-1.27520D-06	-5.24233D-06	1.38405D-07	-1.41302D-08	3.15082D-10
8	0.040137	0.020201	-0.0024322	-0.023533	0.00050657	-0.000036207	6.39890D-07

@HI

1978:2	0.29240
1980:2	0.26939
1992:3	0.37394
1992:4	0.95916

TEST

1978:1	-0.0017000	1983:1	0.0028197	1988:1	0.00095464
1978:2	-0.0065244	1983:2	0.00063326	1988:2	-0.0018383
1978:3	-0.00082443	1983:3	-0.0010283	1988:3	-0.0013950
1978:4	0.0010806	1983:4	0.00028421	1988:4	0.00023191
1979:1	-0.0050073	1984:1	-0.0077216	1989:1	-0.0058363
1979:2	-0.0033709	1984:2	-0.0031426	1989:2	-0.00042156
1979:3	-0.00065020	1984:3	-0.0030532	1989:3	-0.0013220
1979:4	0.0049209	1984:4	0.00086296	1989:4	0.0033801
1980:1	0.0011030	1985:1	-0.00016379	1990:1	-0.00072825
1980:2	-0.0063523	1985:2	-0.00064530	1990:2	-0.0021948
1980:3	0.0032222	1985:3	0.00027704	1990:3	0.00091585
1980:4	0.0048594	1985:4	0.0022993	1990:4	0.0019176
1981:1	-0.00059854	1986:1	-0.0019914	1991:1	0.0054202
1981:2	0.00013350	1986:2	-0.0018936	1991:2	0.0030246
1981:3	-0.0029552	1986:3	0.0010904	1991:3	0.0025648
1981:4	0.0024845	1986:4	0.0033715	1991:4	0.0052384
1982:1	0.0010312	1987:1	-0.00027610	1992:1	-0.010648
1982:2	-0.00058230	1987:2	0.00065697	1992:2	-0.0085862
1982:3	0.0026625	1987:3	-0.00040408	1992:3	-0.0038797
1982:4	0.0027902	1987:4	0.0015271	1992:4	0.25197

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
Std. dev. of dependent var. = .023720
Sum of squared residuals = .033196
Variance of residuals = .650911E-03
Std. error of regression = .025513
R-squared = .168078E-07

Adjusted R-squared = -.156863
Durbin-Watson statistic = 1.72847
F-statistic (zero slopes) = .107150E-06
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.88550
Log of likelihood function = 139.853

Variable	Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.421846E-04	1.64518	-.256413E-04
DB	.289538E-03	.754520	.383738E-03
DD	-.163958E-03	.207611	-.789736E-03
DE	-.285636E-03	.895256	-.319055E-03
DG	.103749E-04	.015962	.649982E-03
DH	-.465358E-06	.987020E-03	-.471478E-03
DJ	.403478E-08	.184642E-04	.218519E-03
DF	-.213461E-03	.230713	-.925223E-03
DM	-.169533E-04	.065129	-.260303E-03

@VCOV

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	2.70663								
2	1.08957	0.56930							
3	0.046887	-0.052825	0.043102						
4	-1.35326	-0.67161	0.047499	0.80148					
5	0.014431	0.010466	-0.0023894	-0.011762	0.00025478				
6	-0.00068006	-0.00054590	0.00014225	0.00059182	-0.000014203	9.74209D-07			
7	6.70385D-06	6.59354D-06	-2.08680D-06	-6.69846D-06	1.90715D-07	-1.66442D-08	3.40927D-10		
8	0.012253	-0.071657	0.040921	0.070406	-0.0025802	0.00011637	-1.02316D-06	0.053228	
9	0.041893	0.014932	0.00075538	-0.018428	0.00031251	-0.000027716	5.71545D-07	0.0042083	0.0042418

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DA
Number of observations: 60

Variance of residuals = .462476E-05 F-statistic (zero slopes) = 6473.65
Adjusted R-squared = .998700 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -11.8813

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DA
Number of observations: 60

Variance of residuals = .355617E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -5.58764
Adjusted R-squared = 0.

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DB
Number of observations: 60

Variance of residuals = .219876E-04 F-statistic (zero slopes) = 54346.1
Adjusted R-squared = .999845 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -10.3222

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DB
Number of observations: 60

Variance of residuals = .141792 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.90196
Adjusted R-squared = 0.

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DD
Number of observations: 60

Variance of residuals = .290415E-03 F-statistic (zero slopes) = 757.874
Adjusted R-squared = .988987 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.74139

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DD

Number of observations: 60

Variance of residuals = .026369 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -3.58412
Adjusted R-squared = 0.

Equation 9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DE

Number of observations: 60

Variance of residuals = .156179E-04 F-statistic (zero slopes) = 80669.0
Adjusted R-squared = .999896 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -10.6643

Equation 10

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DE

Number of observations: 60

Variance of residuals = .149492 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.84908
Adjusted R-squared = 0.

Equation 11

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DG

Number of observations: 60

Variance of residuals = .049131 F-statistic (zero slopes) = 137675.
Adjusted R-squared = .999939 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.61046

Equation 12

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DG

Number of observations: 60

Variance of residuals = 802.562 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 6.73924
Adjusted R-squared = 0.

Equation 13

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DH

Number of observations: 60

Variance of residuals = 12.8489 F-statistic (zero slopes) = 480314.
Adjusted R-squared = .999982 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 2.95607

Equation 14

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DH

Number of observations: 60

Variance of residuals = 732225. Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.5553
Adjusted R-squared = 0.

Equation 15

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DJ

Number of observations: 60

Variance of residuals = 36716.1 F-statistic (zero slopes) = 144842.
Adjusted R-squared = .999942 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 10.9138

Equation 16

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DJ
Number of observations: 60
Variance of residuals = .630985E+09 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 20.3142
Adjusted R-squared = 0.

Equation 17

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DF
Number of observations: 60
Variance of residuals = .235166E-03 F-statistic (zero slopes) = 605.003
Adjusted R-squared = .986238 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.95241

Equation 18

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DF
Number of observations: 60
Variance of residuals = .017088 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -4.01797
Adjusted R-squared = 0.

Equation 19

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DM
Number of observations: 60
Variance of residuals = .295098E-02 F-statistic (zero slopes) = 14.7885
Adjusted R-squared = .620626 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -5.42281

Equation 20

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DM
Number of observations: 60
Variance of residuals = .777854E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -4.80496
Adjusted R-squared = 0.

COLA = 0.0011462
COLB = 0.00013667
COLD = 0.0097067
COLE = 0.000092079
COLG = 0.000053954
COLH = 0.000015466
COLJ = 0.000051285
COLF = 0.012130
COLM = 0.33436

ANEXO 15:

Testes da Presença de Correlação em Série para o modelo Adotado

PROGRAMA

```
options crt; options nodate; options limerr=220;
freq q; smpl 1977:1 1992:4; load (file=curren77) moeda;
genr lm=log(moeda); genr lm4=lm(-4);
smpl 1978:1 1992:4; load (file=tritax92) txju;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr ly=log(pib); genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=m*lm4+(1-m)*((eqp)+(((par)**f)/exp(eqp)));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;

param a 2 b 0.5 d -0.5 e 1 m 0.5;
param g 0.034184 h -0.0026 j 0.0000656; cons f 0.6;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
param f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
cons f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc; genr res=@res;
differ (noprint, prefix=deq) eqc a b d e g h j f m;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df; genr deq9 dm;
nosupres @ssr; olsq res da db dd de dg dh dj df dm; set sqrrrest=@ssr;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;

? teste da presença de correlação em série
trend t; dummy1=t>1; kk1=dummy1; genr resdo1=res(-1); genr res1=kk1*resdo1;
dummy2=t>2; kk2=dummy2; genr resdo2=res(-2); genr res2=kk2*resdo2;
dummy3=t>3; kk3=dummy3; genr resdo3=res(-3); genr res3=kk3*resdo3;
dummy4=t>4; kk4=dummy4; genr resdo4=res(-4); genr res4=kk4*resdo4;
olsq res da db dd de dg dh dj df dm res1; set sqrrres1=@ssr;
set Far1=((sqrrrest-sqrrres1)/1)/(sqrrres1/(@nob-8-1)); print Far1;
olsq res da db dd de dg dh dj df dm res4; set sqrrres2=@ssr;
set Far2=((sqrrrest-sqrrres2)/1)/(sqrrres2/(@nob-8-1)); print Far2;
olsq res da db dd de dg dh dj df dm res1 res4; set sqrrres3=@ssr;
set Far3=((sqrrrest-sqrrres3)/2)/(sqrrres3/(@nob-8-2)); print Far3;
olsq res da db dd de dg dh dj df dm res1 res2; set sqrrres4=@ssr;
set Far4=((sqrrrest-sqrrres4)/2)/(sqrrres4/(@nob-8-2)); print Far4;
olsq res da db dd de dg dh dj df dm res1 res2 res3; set sqrrres5=@ssr;
set Far5=((sqrrrest-sqrrres5)/3)/(sqrrres5/(@nob-8-3)); print Far5;
olsq res da db dd de dg dh dj df dm res1 res2 res3 res4; set sqrrres6=@ssr;
set Far6=((sqrrrest-sqrrres6)/4)/(sqrrres6/(@nob-8-4)); print Far6;

? teste da presença de correlação em série robustos face a heterocedasticidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq res1 da db dd de dg dh dj df dm; genr rres1=@res; genr resr1=rres1*res;
olsq res2 da da db dd de dg dh dj df dm; genr rres2=@res; genr resr2=rres2*res;
olsq res3 da db dd de dg dh dj df dm; genr rres3=@res; genr resr3=rres3*res;
olsq res4 da db dd de dg dh dj df dm; genr rres4=@res; genr resr4=rres4*res;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq c resr1; set see1=@nob-@ssr; print see1;
olsq c resr4; set see2=@nob-@ssr; print see2;
olsq c resr1 resr4; set see3=@nob-@ssr; print see3;
olsq c resr1 resr2; set see4=@nob-@ssr; print see4;
olsq c resr1 resr2 resr3; set see5=@nob-@ssr; print see5;
olsq c resr1 resr2 resr3 resr4; set see6=@nob-@ssr; print see6;
```

OUTPUT

Current sample: 1977:1 to 1992:4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM(-4): 4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

Current sample: 1978:1 to 1992:4

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.60000

Working space used: 2855

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	M
VALUE	0.034184	-0.0026000	0.000065600	2.00000	0.50000	-0.50000	1.00000	0.50000

F= 3.2295 FNEW= 3.2294 ISQZ= 7 STEP= 0.61035E-04 CRIT= 51.998

(...)

F= -1.7025 FNEW= -1.7025 ISQZ= 1 STEP= 0.53671 CRIT= 0.11578E-04

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 60 ITERATIONS

268 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638627E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

Working space used: 3089

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	M	F
VALUE	0.025443	-0.0015839	0.000024461	1.87126	1.79473	-0.13541	-1.32569	0.52925	0.60000

F= -1.7025 FNEW= -1.7026 ISQZ= 3 STEP= 0.14538 CRIT= 0.75819E-01

(...)

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.52706 CRIT= 0.70072E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 21 ITERATIONS

94 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .650911E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.58404

Working space used: 2855

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	M
VALUE	0.025653	-0.0015929	0.000024527	1.78054	1.77922	-0.14748	-1.30094	0.52648

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.51457 CRIT= 0.62794E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 1 ITERATIONS

2 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638394E-03

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Sum of squared residuals = .033196
Variance of residuals = .650911E-03

F-statistic (zero slopes) = .107150E-06
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.88550

- *** WARNING in line 50 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES(-1): 1
- *** WARNING in line 50 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 1
- *** WARNING in line 51 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESD01: 1
- *** WARNING in line 54 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES(-2): 2
- *** WARNING in line 54 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 2
- *** WARNING in line 55 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESD02: 2
- *** WARNING in line 58 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES(-3): 3
- *** WARNING in line 58 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 3
- *** WARNING in line 59 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESD03: 3
- *** WARNING in line 62 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES(-4): 4
- *** WARNING in line 62 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4
- *** WARNING in line 63 Procedure GENR: Missing values for series ==> RESD04: 4

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
Std. dev. of dependent var. = .023720
Sum of squared residuals = .032496
Variance of residuals = .649927E-03
Std. error of regression = .025494
R-squared = .021090

Adjusted R-squared = -.155114
Durbin-Watson statistic = 1.93768
F-statistic (zero slopes) = .119690
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.83858
Log of likelihood function = 140.493

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.224836	1.65815	-.135595
DB	-.088249	.758760	-.116307
DD	-.015185	.207958	-.073018
DE	.109735	.900838	.121815
DG	.130927E-03	.015950	.820852E-02
DH	-.650759E-04	.988237E-03	-.065851
DJ	.201338E-05	.185515E-04	.108529
DF	.010917	.230788	.047301
DM	.019367	.067707	.286038
RES1	.157806	.152046	1.03789

FAR1 = 1.09876

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
Std. dev. of dependent var. = .023720
Sum of squared residuals = .033097
Variance of residuals = .661930E-03
Std. error of regression = .025728
R-squared = .301130E-02

Adjusted R-squared = -.176447
Durbin-Watson statistic = 1.75740
F-statistic (zero slopes) = .016780
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.82028
Log of likelihood function = 139.944

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.288333	1.81736	-.158655
DB	-.110267	.812326	-.135743
DD	-.697714E-02	.210093	-.033210
DE	.129451	.962551	.134488

DG -.179506E-02 .016753 -.107146
 DH .203532E-03 .112528E-02 .180872
 DJ -.476386E-05 .222986E-04 -.213639
 DF -.028386 .243690 -.116483
 DM -.019531 .082675 -.236240
 RES4 .080351 .206764 .388611

FAR2 = 0.15404

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
 Std. dev. of dependent var. = .023720
 Sum of squared residuals = .032433
 Variance of residuals = .661896E-03
 Std. error of regression = .025727
 R-squared = .023001

Adjusted R-squared = -.176386
 Durbin-Watson statistic = 1.95656
 F-statistic (zero slopes) = .115359
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.77230
 Log of likelihood function = 140.551

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.449927	1.82446	-.246608
DB	-.174515	.814835	-.214172
DD	-.020276	.210507	-.096321
DE	.210823	.965951	.218254
DG	-.131460E-02	.016760	-.078437
DH	.994516E-04	.113005E-02	.088007
DJ	-.184374E-05	.224880E-04	-.081988
DF	-.011857	.244242	-.048544
DM	.331814E-02	.085765	.038689
RES1	.154102	.153905	1.00128
RES4	.064207	.207386	.309601

FAR3 = 0.58856

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
 Std. dev. of dependent var. = .023720
 Sum of squared residuals = .032402
 Variance of residuals = .661267E-03
 Std. error of regression = .025715
 R-squared = .023930

Adjusted R-squared = -.175268
 Durbin-Watson statistic = 1.97541
 F-statistic (zero slopes) = .120132
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.77325
 Log of likelihood function = 140.580

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.168079	1.67929	-.100089
DB	-.082435	.765506	-.107687
DD	.782046E-03	.213984	.365470E-02
DE	.100753	.908974	.110843
DG	-.726104E-03	.016248	-.044689
DH	-.158907E-04	.100530E-02	-.015807
DJ	.131362E-05	.188042E-04	.069858
DF	.019509	.233902	.083408
DM	.012569	.070628	.177961
RES1	.156543	.153403	1.02047
RES2	-.059689	.158076	-.377595

FAR4 = 0.61292

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
 Std. dev. of dependent var. = .023720
 Sum of squared residuals = .032256

Variance of residuals = .671991E-03
 Std. error of regression = .025923
 R-squared = .028344

Adjusted R-squared = -.194328
 Durbin-Watson statistic = 1.96548
 F-statistic (zero slopes) = .127289

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.70954
 Log of likelihood function = 140.716

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.123478	1.69554	-.072825
DB	-.082726	.771688	-.107201
DD	.018266	.218938	.083428
DE	.106507	.916397	.116223
DG	-.154009E-02	.016472	-.093499
DH	-.498913E-04	.101603E-02	-.049104
DJ	.329366E-05	.194246E-04	.169561
DF	.044194	.241645	.182890
DM	.014774	.071355	.207047
RES1	.148817	.155524	.956871
RES2	-.059675	.159352	-.374485
RES3	-.078277	.167640	-.466936

FAR5 = 0.47645

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
 Std. dev. of dependent var. = .023720
 Sum of squared residuals = .032203
 Variance of residuals = .685166E-03
 Std. error of regression = .026176
 R-squared = .029933

Adjusted R-squared = -.217744
 Durbin-Watson statistic = 1.98734
 F-statistic (zero slopes) = .120854
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.64294
 Log of likelihood function = 140.765

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.330551	1.86766	-.176987
DB	-.161562	.829398	-.194794
DD	.013075	.221863	.058932
DE	.198562	.983012	.201993
DG	-.284157E-02	.017281	-.164432
DH	.103612E-03	.116559E-02	.088893
DJ	-.355143E-06	.236143E-04	-.015039
DF	.022278	.256468	.086863
DM	-.188393E-03	.089994	-.209340E-02
RES1	.145791	.157420	.926131
RES2	-.061041	.160982	-.379180
RES3	-.074274	.169889	-.437191
RES4	.058787	.211863	.277477

FAR6 = 0.36800

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES1
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Variance of residuals = .551248E-03
 F-statistic (zero slopes) = 1.12604

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.05169

Equation 9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES2
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Variance of residuals = .529520E-03
 F-statistic (zero slopes) = 1.37711

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.04347

Equation 10

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES3
 Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .474227E-03 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.20219
F-statistic (zero slopes) = 2.14362

Equation 11

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES4
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Variance of residuals = .303594E-03 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.64819
F-statistic (zero slopes) = 5.91105

Equation 12

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = 0.
Sum of squared residuals = 58.2726 Durbin-Watson statistic = .076365
Variance of residuals = .987671 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .039027
Std. error of regression = .993816 Log of likelihood function = -84.2599

Estimated Standard
Variable Coefficient Error t-statistic
RESR1 389.360 294.416 1.32248
SEE1 = 1.72740

Equation 13

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = 0.
Sum of squared residuals = 59.8376 Durbin-Watson statistic = .549208E-02
Variance of residuals = 1.01420 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .065529
Std. error of regression = 1.00707 Log of likelihood function = -85.0550

Estimated Standard
Variable Coefficient Error t-statistic
RESR4 130.532 326.206 .400151
SEE2 = 0.16239

Equation 14

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = -.017241
Sum of squared residuals = 58.2700 Durbin-Watson statistic = .076560
Variance of residuals = 1.00465 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .107220
Std. error of regression = 1.00232 Log of likelihood function = -84.2586

Estimated Standard
Variable Coefficient Error t-statistic
RESR1 385.108 308.295 1.24915
RESR4 17.2900 337.087 .051292
SEE3 = 1.73004

Equation 15

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
 Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = -.017241
 Sum of squared residuals = 57.9992 Durbin-Watson statistic = .094304
 Variance of residuals = .999987 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .102563
 Std. error of regression = .999993 Log of likelihood function = -84.1189

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
RESR1	393.380	296.346	1.32744
RESR2	-152.693	292.042	-.522844

SEE4 = 2.00076

Equation 16

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
 Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = -.035088
 Sum of squared residuals = 57.8804 Durbin-Watson statistic = .098310
 Variance of residuals = 1.01544 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .168751
 Std. error of regression = 1.00769 Log of likelihood function = -84.0573

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
RESR1	385.963	299.413	1.28906
RESR2	-122.450	307.277	-.398501
RESR3	-87.6221	256.086	-.342159

SEE5 = 2.11964

Equation 17

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
 Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = -.053571
 Sum of squared residuals = 57.8436 Durbin-Watson statistic = .100208
 Variance of residuals = 1.03292 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .236355
 Std. error of regression = 1.01633 Log of likelihood function = -84.0383

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
RESR1	402.237	314.068	1.28073
RESR2	-132.632	314.578	-.421617
RESR3	-102.383	269.880	-.379363
RESR4	-69.6100	369.128	-.188580

SEE6 = 2.15638

ANEXO 16:

Testes da presença de Variáveis Omitidas

PROGRAMA

```
options crt; options nodate; options limerr=210;
freq q; smpl 1977:1 1992:4; load (file=curren77) moeda;
genr lm=log(moeda); genr lm4=lm(-4);
smpl 1978:1 1992:4; load (file=tritax92) txju;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr ly=log(pib); genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=m*lm4+(1-m)*((eqp)+(((par)**f)/exp(eqp)));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
?estimacao inicial
param a 2 b 0.5 d -0.5 e 1 m 0.5;
param g 0.034184 h -0.0026 j 0.0000656; cons f 0.6;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
param f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
cons f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc; genr res=@res; genr previs=@fit;

differ (noprint, prefix=deq) eqc a b d e g h j f m;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df; genr deq9 dm;
nosupres @ssr;olsq res da db dd de dg dh dj df dm; set sqrrrest=@ssr;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;

?teste presenca variaveis omitidas
?proxy simples
genr prev2=previs**2;
? baseado na regressão Gauss-Newton
olsq res da db dd de dg dh dj df dm prev2;
set VarOmit=(((sqrrrest-@ssr)/1)/(@ssr/(@nob-8-1))); print VarOmit;
? robusto à heterocedasticidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq prev2 da db dd de dg dh dj df dm; genr resipre2=@res; genr resprev2=resipre2*res;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq c resprev2; set VarOmiR=@nob-@ssr; print VarOmiR;

?proxies potências até a Quarta ordem
genr prev3=previs**3; genr prev4=previs**4;
? baseado na regressão Gauss-Newton
olsq res da db dd de dg dh dj df dm prev2 prev3 prev4;
set VarOmit2=(((sqrrrest-@ssr)/3)/(@ssr/(@nob-8-3))); print VarOmit2;
? robusto à heterocedasticidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq prev3 da db dd de dg dh dj df dm; genr resipre3=@res; genr resprev3=resipre3*res;
olsq prev4 da db dd de dg dh dj df dm; genr resipre4=@res; genr resprev4=resipre4*res;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq c resprev2 resprev3 resprev4; set VarOmiR2=@nob-@ssr; print VarOmiR2;
```

OUTPUT

Current sample: 1977:1 to 1992:4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM(-4): 4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

Current sample: 1978:1 to 1992:4

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.60000

Working space used: 2855

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	M
VALUE	0.034184	-0.0026000	0.000065600	2.00000	0.50000	-0.50000	1.00000	0.50000

F= 3.2295 FNEW= 3.2294 ISQZ= 7 STEP= 0.61035E-04 CRIT= 51.998

(...)

F= -1.7025 FNEW= -1.7025 ISQZ= 1 STEP= 0.53671 CRIT= 0.11578E-04

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 60 ITERATIONS

268 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638627E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

Working space used: 3089

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	M	F
VALUE	0.025443	-0.0015839	0.000024461	1.87126	1.79473	-0.13541	-1.32569	0.52925	0.60000

F= -1.7025 FNEW= -1.7026 ISQZ= 3 STEP= 0.14538 CRIT= 0.75819E-01

(...)

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.52706 CRIT= 0.70072E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 21 ITERATIONS

94 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .650911E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.58404

Working space used: 2855

STARTING VALUES

	G	H	J	A	B	D	E	M
VALUE	0.025653	-0.0015929	0.000024527	1.78054	1.77922	-0.14748	-1.30094	0.52648

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.51457 CRIT= 0.62794E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 1 ITERATIONS

2 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638394E-03

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Sum of squared residuals = .033196
Variance of residuals = .650911E-03

F-statistic (zero slopes) = .107150E-06
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.88550

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
Std. dev. of dependent var. = .023720
Sum of squared residuals = .028649
Variance of residuals = .572976E-03
Std. error of regression = .023937
R-squared = .136993

Adjusted R-squared = -.018348
Durbin-Watson statistic = 1.83802
F-statistic (zero slopes) = .881883
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.96460
Log of likelihood function = 144.273

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	1.42569	1.62440	.877671
DB	.951748	.784343	1.21343
DD	-.177262	.204678	-.866055
DE	-.708310	.876744	-.807887
DG	.497943E-02	.015079	.330216
DH	.119136E-02	.101810E-02	1.17018
DJ	-.455491E-04	.236971E-04	-1.92214
DF	.593735	.302163	1.96495
DM	.310785	.126113	2.46433
PREV2	-.227755	.080843	-2.81726

VAROMIT = 8.09569

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: PREV2

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .171903E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -5.91436
F-statistic (zero slopes) = 6839.64

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = 0.
Sum of squared residuals = 52.6824 Durbin-Watson statistic = .256175
Variance of residuals = .892923 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.061823
Std. error of regression = .944946 Log of likelihood function = -81.2344

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
RESPREV2	-366.476	128.017	-2.86270

VAROMIR = 7.31756

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
Std. dev. of dependent var. = .023720
Sum of squared residuals = .028333
Variance of residuals = .590262E-03
Std. error of regression = .024295
R-squared = .146519

Adjusted R-squared = -.049071
Durbin-Watson statistic = 1.80255
F-statistic (zero slopes) = .749114
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.83922
Log of likelihood function = 144.606

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
----------	-----------------------	----------------	-------------

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
DA	1.15813	2.14511	.539892
DB	.698466	1.32673	.526455
DD	-.198067	.226558	-.874244
DE	-.491664	1.19349	-.411955
DG	.427177E-02	.035926	.118904
DH	.116723E-02	.200857E-02	.581124
DJ	-.441117E-04	.319537E-04	-1.38049
DF	.767271	.644203	1.19104
DM	.300352	.240756	1.24754
PREV2	-.158167	.621528	-.254481
PREV3	-.131377	.464976	-.282545
PREV4	.053715	.126859	.423426

VAROMIT2 = 2.80397

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: PREV3

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .013642 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -3.84295
 F-statistic (zero slopes) = 3158.97

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: PREV4

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .063423 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.30629
 F-statistic (zero slopes) = 2385.82

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
 Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = -.035088
 Sum of squared residuals = 52.0808 Durbin-Watson statistic = .253096
 Variance of residuals = .913698 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .063168
 Std. error of regression = .955875 Log of likelihood function = -80.8898

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
RESPREV2	32.6966	1022.98	.031962
RESPREV3	-426.804	745.398	-.572585
RESPREV4	141.414	199.609	.708453

VAROMIR2 = 7.91923

ANEXO 17:

Testes da Normalidade dos Resíduos e da Presença de Heterocedasticidade

PROGRAMA

```
options crt; options nodate; options limerr=230;
freq q; smpl 1977:1 1992:4; load (file=curren77) moeda;
genr lm=log(moeda); genr lm4=lm(-4);
smpl 1978:1 1992:4; load (file=tritax92) txju;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr ly=log(pib); genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=m*lm4+(1-m)*((eqp)+(((par)**f)/exp(eqp)));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
param a 2 b 0.5 d -0.5 e 1 m 0.5;
param g 0.034184 h -0.0026 j 0.0000656; cons f 0.6;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
param f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
cons f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc; genr res=@res; genr previs=@fit;

differ (noprint, prefix=deq) eqc a b d e g h j f m;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df; genr deq9 dm;
nosupres @ssr; olsq res da db dd de dg dh dj df dm; set sqrest=@ssr;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;

? teste normalidade
mmake erros res; mat mediares=(erros*c)/(1/@nob); print mediares;
mat varires=(res*res)/@nob; set desvires=(varires)**.5; print varires; print desvires;
genr errosnor=(res-mediares)/desvires;
? teste simetria
genr errosno3=errosnor**3;
mmake errosn3 errosno3; mat tessimet=(errosn3*c)/(1/((6*@nob)**.5)); print tessimet;
? teste kurtosis
genr errosno4=errosnor**4; genr errno4m3=errosno4-3;
mmake errn4m3 errno4m3; mat teskurto=(errn4m3*c)/(1/((24*@nob)**.5)); print teskurto;
?teste
set testnorm=((teskurto)**2+(tessimet)**2); print testnorm;

? teste semelhante ao teste de white
genr res2=res**2;
genr lm4q=lm4**2; genr lyq=ly**2; genr liq=li**2; genr lpq=lp**2;
genr y3q=y3**2; genr y4q=y4**2; genr lm4ly=lm4*ly;
genr lm4lp=lm4*lp; genr lm4li=lm4*li; genr lm4y2=lm4*y2;
genr lm4y3=lm4*y3; genr lm4y4=lm4*y4; genr lylp=ly*lp;
genr lyli=ly*li; genr lyy2=ly*y2; genr lyy3=ly*y3; genr lyy4=ly*y4;
genr lpli=lp*li; genr lpy2=lp*y2; genr lpy3=lp*y3; genr lpy4=lp*y4;
genr liy2=li*y2; genr liy3=li*y3; genr liy4=li*y4; genr y2y3=y2*y3;
genr y2y4=y2*y4; genr y3y4=y3*y4;
olsq res2 c lm4 ly li lp y2 y3 y4 lm4q lyq liq lpq y3q y4q lm4ly lm4lp lm4li lm4y2 lm4y3 lm4y4 lylp lyli
lyy2 lyy4 lpli lpy2 lpy3 liy2 liy3 liy4 y3y4;
set testwhi=@nob*@rsq; print testwhi;
olsq res2 c lm4 ly li lp y2 y3 y4 lm4q lyq liq lpq y3q y4q;
set twhiAd1=@nob*@rsq; print twhiAd1;
olsq res2 c lm4 ly li lp y2 y3 y4;
set twhiAd2=@nob*@rsq; print twhiAd2;
olsq res2 c lm4q lyq lpq liq y4 y3q y4q;
```

```

set twhiAd3=@nob*@rsq; print twhiAd3;
? outros testes
genr previs2=previs**2; olsq res2 c previs2; set testhet1=@nob*@rsq; print testhet1;
genr lnprevis=log(previs); olsq res2 c lnprevis; set testhet2=@nob*@rsq; print testhet2;
? teste ARCH (p)
genr res2d1=res2(-1); genr res2d2=res2(-2);
genr res2d3=res2(-3); genr res2d4=res2(-4);
genr res2d5=res2(-5); genr res2d6=res2(-6);
genr res2d7=res2(-7); genr res2d8=res2(-8);
olsq res2 c res2d1; set nR1=@nob*@rsq; print nR1;
olsq res2 c res2d1 res2d2; set nR2=@nob*@rsq; print nR2;
olsq res2 c res2d1 res2d2 res2d3; set nR3=@nob*@rsq; print nR3;
olsq res2 c res2d1 res2d2 res2d3 res2d4; set nR4=@nob*@rsq; print nR4;
olsq res2 c res2d1 res2d2 res2d3 res2d4 res2d5; set nR5=@nob*@rsq; print nR5;
olsq res2 c res2d1 res2d2 res2d3 res2d4 res2d5 res2d6;
set nR6=@nob*@rsq; print nR6;
olsq res2 c res2d1 res2d2 res2d3 res2d4 res2d5 res2d6 res2d7;
set nR7=@nob*@rsq; print nR7;
olsq res2 c res2d1 res2d2 res2d3 res2d4 res2d5 res2d6 res2d7 res2d8;
set nR8=@nob*@rsq; print nR8;

```

OUTPUT

Current sample: 1977:1 to 1992:4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM(-4): 4

*** WARNING in line 8 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

Current sample: 1978:1 to 1992:4

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.60000

Working space used: 2855

STARTING VALUES

VALUE	G	H	J	A	B	D	E	M
	0.034184	-0.0026000	0.000065600	2.00000	0.50000	-0.50000	1.00000	0.50000

F= 3.2295 FNEW= 3.2294 ISQZ= 7 STEP= 0.61035E-04 CRIT= 51.998

(...)

F= -1.7025 FNEW= -1.7025 ISQZ= 1 STEP= 0.53671 CRIT= 0.11578E-04

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 60 ITERATIONS

268 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638627E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

Working space used: 3089

STARTING VALUES

VALUE	G	H	J	A	B	D	E	M	F
	0.025443	-0.0015839	0.000024461	1.87126	1.79473	-0.13541	-1.32569	0.52925	0.60000

F= -1.7025 FNEW= -1.7026 ISQZ= 3 STEP= 0.14538 CRIT= 0.75819E-01

(...)

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.52706 CRIT= 0.70072E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 21 ITERATIONS

94 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .650911E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.58404

Working space used: 2855

STARTING VALUES

VALUE	G	H	J	A	B	D	E	M
	0.025653	-0.0015929	0.000024527	1.78054	1.77922	-0.14748	-1.30094	0.52648

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.51457 CRIT= 0.62794E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 1 ITERATIONS

2 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638394E-03

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Sum of squared residuals = .033196

Variance of residuals = .650911E-03

F-statistic (zero slopes) = .107150E-06

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.88550

MEDIARES = 1.32481D-08

VARIRES = 0.00055327

DESVIRES = 0.023522

TESSIMET = -0.043283

TESKURTO = 0.032670

TESTNORM = 0.0029407

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES2

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .553274E-03

Std. dev. of dependent var. = .793117E-03

Sum of squared residuals = .156005E-04

Variance of residuals = .537950E-06

Std. error of regression = .733451E-03

R-squared = .579647

Adjusted R-squared = .144800

Durbin-Watson statistic = 2.53265

F-statistic (zero slopes) = 1.33299

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -13.0471

Log of likelihood function = 369.740

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.904846	1.19700	-.755925
LM4	-.815972	.324456	-2.51489
LY	.557059	.819318	.679906
LI	-.497583	.279317	-1.78143
LP	.689025	.856639	.804334
Y2	-.349641	.256318	-1.36409
Y3	-.088814	.055193	-1.60915
Y4	.924511E-02	.551630E-02	1.67596
LM4Q	-.065843	.042862	-1.53618
LYQ	.615479	.581185	1.05901
LIQ	-.051894	.022143	-2.34355
LPQ	-.074674	.177817	-.419945
Y3Q	.122374E-05	.677629E-06	1.80592
Y4Q	.188766E-09	.102162E-09	1.84771
LM4LY	-.110000	.119152	-.923189

LM4LP .284906 .123060 2.31518
 LM4LI -.100601 .049942 -2.01437
 LM4Y2 -.255386E-02 .131349E-02 -1.94432
 LM4Y3 .191230E-03 .903516E-04 2.11651
 LM4Y4 -.386142E-05 .180745E-05 -2.13638
 LYL P -.092416 .321306 -.287625
 LYLI -.450292E-02 .087702 -.051344
 LYY2 .341098 .228329 1.49389
 LYY4 -.228515E-02 .134867E-02 -1.69437
 LPLI .128315 .106281 1.20733
 LPY2 .128706E-03 .119769E-02 .107462
 LPY3 -.859350E-05 .362172E-04 -.237277
 LTY2 -.160366E-02 .873798E-03 -1.83528
 LTY3 .998933E-04 .647350E-04 1.54311
 LTY4 -.169274E-05 .139897E-05 -1.20999
 Y3Y4 -.250529E-07 .136581E-07 -1.83430

TESTWHI = 34.77884

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES2

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .553274E-03
 Std. dev. of dependent var. = .793117E-03
 Sum of squared residuals = .304774E-04
 Variance of residuals = .662553E-06
 Std. error of regression = .813973E-03
 R-squared = .178794

Adjusted R-squared = -.053286
 Durbin-Watson statistic = 2.44635
 F-statistic (zero slopes) = .770397
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -13.5375
 Log of likelihood function = 349.650

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.127187	.056552	-2.24903
LM4	.316250E-02	.525385E-02	.601940
LY	-.026295	.016088	-1.63446
LI	-.010600	.014317	-.740429
LP	.081462	.038171	2.13411
Y2	.335991E-03	.669377E-03	.501946
Y3	-.172221E-04	.584533E-04	-.294630
Y4	.210009E-06	.190156E-05	.110440
LM4Q	-.177752E-02	.262274E-02	-.677734
LYQ	.197500E-02	.858454E-02	.230065
LIQ	-.390283E-02	.450608E-02	-.866125
LPQ	-.010937	.543945E-02	-2.01075
Y3Q	.141751E-09	.969268E-09	.146245
Y4Q	-.963524E-13	.323280E-12	-.298047

TWHIAD1 = 10.72763

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES2

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .553274E-03
 Std. dev. of dependent var. = .793117E-03
 Sum of squared residuals = .365147E-04
 Variance of residuals = .702206E-06
 Std. error of regression = .837978E-03
 R-squared = .016120

Adjusted R-squared = -.116325
 Durbin-Watson statistic = 2.32071
 F-statistic (zero slopes) = .121712
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -13.7662
 Log of likelihood function = 344.228

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.136923E-02	.012835	-.106678
LM4	.659246E-03	.222268E-02	.296600
LY	-.429942E-03	.415910E-02	-.103374
LI	-.405430E-03	.175156E-02	-.231469
LP	.613476E-03	.499398E-02	.122843
Y2	-.215983E-04	.422254E-04	-.511500
Y3	.141353E-05	.263927E-05	.535574
Y4	-.252337E-07	.459811E-07	-.548784

TWHIAD2 = 0.96721

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES2
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .553274E-03
Std. dev. of dependent var. = .793117E-03
Sum of squared residuals = .362828E-04
Variance of residuals = .697747E-06
Std. error of regression = .835312E-03
R-squared = .022369

Adjusted R-squared = -.109235
Durbin-Watson statistic = 2.36211
F-statistic (zero slopes) = .169972
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -13.7726
Log of likelihood function = 344.419

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.593895E-03	.570472E-02	.104106
LM4Q	.479673E-03	.124528E-02	.385193
LYQ	-.100899E-03	.148954E-02	-.067738
LPQ	-.189874E-05	.716160E-03	-.265128E-02
LIQ	.395781E-04	.555029E-03	.071308
Y4	-.180151E-07	.367737E-07	-.489890
Y3Q	.494176E-10	.796214E-10	.620657
Y4Q	-.348972E-13	.504429E-13	-.691817

TWHLAD3 = 1.34214

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES2
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .553274E-03
Std. dev. of dependent var. = .793117E-03
Sum of squared residuals = .371108E-04
Variance of residuals = .639842E-06
Std. error of regression = .799901E-03
R-squared = .586461E-04

Adjusted R-squared = -.017182
Durbin-Watson statistic = 2.30808
F-statistic (zero slopes) = .340167E-02
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -14.1595
Log of likelihood function = 343.742

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.546132E-03	.160195E-03	3.40917
PREVIS2	.480814E-05	.824387E-04	.058324

TESTHET1 = 0.0035188

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES2
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .553274E-03
Std. dev. of dependent var. = .793117E-03
Sum of squared residuals = .371114E-04
Variance of residuals = .639851E-06
Std. error of regression = .799907E-03
R-squared = .436747E-04

Adjusted R-squared = -.017197
Durbin-Watson statistic = 2.30840
F-statistic (zero slopes) = .253324E-02
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -14.1595
Log of likelihood function = 343.742

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.552126E-03	.105757E-03	5.22070
LNPRESIS	-.629970E-05	.125165E-03	-.050331

TESTHET2 = 0.0026205

- *** WARNING in line 111 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES2(-1): 1
- *** WARNING in line 111 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 1
- *** WARNING in line 112 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES2(-2): 2
- *** WARNING in line 112 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 2
- *** WARNING in line 113 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES2(-3): 3
- *** WARNING in line 113 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 3
- *** WARNING in line 114 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES2(-4): 4
- *** WARNING in line 114 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4

*** WARNING in line 115 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES2(-5): 5
 *** WARNING in line 115 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 5
 *** WARNING in line 116 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES2(-6): 6
 *** WARNING in line 116 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 6
 *** WARNING in line 117 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES2(-7): 7
 *** WARNING in line 117 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 7
 *** WARNING in line 118 Procedure GENR: Missing values for series ==> RES2(-8): 8
 *** WARNING in line 118 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 8

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 119 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RES2D1: 1

Dependent variable: RES2

Current sample: 1978:2 to 1992:4

Number of observations: 59

Mean of dependent variable = .562204E-03
 Std. dev. of dependent var. = .796877E-03
 Sum of squared residuals = .358696E-04
 Variance of residuals = .629291E-06
 Std. error of regression = .793278E-03
 R-squared = .026097

Adjusted R-squared = .901109E-02
 Durbin-Watson statistic = 2.05039
 F-statistic (zero slopes) = 1.52740
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -14.1749
 Log of likelihood function = 338.521

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.652676E-03	.126589E-03	5.15585
RES2D1	-.161356	.130559	-1.23588

NR1 = 1.53973

Equation 9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 122 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RES2D1: 1, RES2D2: 2

Dependent variable: RES2

Current sample: 1978:3 to 1992:4

Number of observations: 58

Mean of dependent variable = .567599E-03
 Std. dev. of dependent var. = .802749E-03
 Sum of squared residuals = .347992E-04
 Variance of residuals = .632713E-06
 Std. error of regression = .795433E-03
 R-squared = .052596

Adjusted R-squared = .018145
 Durbin-Watson statistic = 2.00124
 F-statistic (zero slopes) = 1.52669
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -14.1163
 Log of likelihood function = 333.166

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.769242E-03	.156216E-03	4.92423
RES2D1	-.194266	.133351	-1.45681
RES2D2	-.159624	.133320	-1.19730

NR2 = 3.05057

Equation 10

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 125 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RES2D1: 1, RES2D2: 2, RES2D3: 3

Dependent variable: RES2

Current sample: 1978:4 to 1992:4

Number of observations: 57

Mean of dependent variable = .577134E-03
 Std. dev. of dependent var. = .806564E-03
 Sum of squared residuals = .342866E-04
 Variance of residuals = .646917E-06
 Std. error of regression = .804312E-03
 R-squared = .058850

Adjusted R-squared = .557764E-02
 Durbin-Watson statistic = 2.01033
 F-statistic (zero slopes) = 1.10470
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -14.0401
 Log of likelihood function = 327.349

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.810788E-03	.191908E-03	4.22488
RES2D1	-.206198	.136918	-1.50600
RES2D2	-.176100	.138128	-1.27491
RES2D3	-.022900	.136556	-.167699

NR3 = 3.35447

Equation 11

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 128 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RES2D1: 1, RES2D2: 2, RES2D3: 3, RES2D4: 4

Dependent variable: RES2

Current sample: 1979:1 to 1992:4

Number of observations: 56

Mean of dependent variable = .586494E-03

Std. dev. of dependent var. = .810734E-03

Sum of squared residuals = .336108E-04

Variance of residuals = .659035E-06

Std. error of regression = .811810E-03

R-squared = .070264

Adjusted R-squared = -.265683E-02

Durbin-Watson statistic = 1.91649

F-statistic (zero slopes) = .963565

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -13.9666

Log of likelihood function = 321.668

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.897731E-03	.223961E-03	4.00842
RES2D1	-.220914	.139232	-1.58667
RES2D2	-.197118	.141349	-1.39455
RES2D3	-.051374	.141733	-.362466
RES2D4	-.069162	.144744	-.477823

NR4 = 3.93477

Equation 12

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 131 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RES2D1: 1, RES2D2: 2, RES2D3: 3, RES2D4: 4, RES2D5: 5

Dependent variable: RES2

Current sample: 1979:2 to 1992:4

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = .559526E-03

Std. dev. of dependent var. = .792451E-03

Sum of squared residuals = .314262E-04

Variance of residuals = .641352E-06

Std. error of regression = .800844E-03

R-squared = .073268

Adjusted R-squared = -.021296

Durbin-Watson statistic = 2.07024

F-statistic (zero slopes) = .774799

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -13.9380

Log of likelihood function = 317.276

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.925390E-03	.253989E-03	3.64342
RES2D1	-.202025	.138611	-1.45750
RES2D2	-.165646	.140919	-1.17547
RES2D3	-.048201	.142451	-.338366
RES2D4	-.078164	.147998	-.528145
RES2D5	-.145013	.144548	-1.00322

NR5 = 4.02977

Equation 13

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 134 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RES2D1: 1, RES2D2: 2, RES2D3: 3, RES2D4: 4, RES2D5: 5, RES2D6: 6

Dependent variable: RES2

Current sample: 1979:3 to 1992:4

Number of observations: 54

Mean of dependent variable = .553550E-03

Std. dev. of dependent var. = .798640E-03

Sum of squared residuals = .302840E-04

Variance of residuals = .644341E-06

Std. error of regression = .802709E-03

R-squared = .104149

Adjusted R-squared = -.010215

Durbin-Watson statistic = 2.04944

F-statistic (zero slopes) = .910679

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -13.8768

Log of likelihood function = 312.012

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.106845E-02	.287709E-03	3.71363
RES2D1	-.243185	.143733	-1.69192
RES2D2	-.174006	.142104	-1.22450
RES2D3	-.044268	.143646	-.308173

RES2D4 -.097226 .151090 -.643501
 RES2D5 -.180932 .150283 -1.20394
 RES2D6 -.178309 .146370 -1.21820

NR6 = 5.62404

Equation 14

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 137 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RES2D1: 1, RES2D2: 2, RES2D3: 3, RES2D4: 4, RES2D5: 5, RES2D6: 6, RES2D7: 7

Dependent variable: RES2

Current sample: 1979:4 to 1992:4

Number of observations: 53

Mean of dependent variable = .563469E-03

Std. dev. of dependent var. = .802917E-03

Sum of squared residuals = .286648E-04

Variance of residuals = .636997E-06

Std. error of regression = .798121E-03

R-squared = .144923

Adjusted R-squared = .011912

Durbin-Watson statistic = 1.81601

F-statistic (zero slopes) = 1.08955

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -13.8308

Log of likelihood function = 307.195

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.131029E-02	.325501E-03	4.02547
RES2D1	-.276279	.145786	-1.89509
RES2D2	-.195674	.147601	-1.32569
RES2D3	-.071649	.143898	-.497916
RES2D4	-.108354	.151224	-.716519
RES2D5	-.225700	.152252	-1.48241
RES2D6	-.246638	.151713	-1.62569
RES2D7	-.221910	.148179	-1.49759

NR7 = 7.68094

Equation 15

Method of estimation = Ordinary Least Squares

*** WARNING in line 140 Procedure OLSQ: Missing values for series ==> RES2D1: 1, RES2D2: 2, RES2D3: 3, RES2D4: 4, RES2D5: 5, RES2D6: 6, RES2D7: 7, RES2D8: 8

Dependent variable: RES2

Current sample: 1980:1 to 1992:4

Number of observations: 52

Mean of dependent variable = .510832E-03

Std. dev. of dependent var. = .712454E-03

Sum of squared residuals = .207355E-04

Variance of residuals = .482222E-06

Std. error of regression = .694422E-03

R-squared = .199002

Adjusted R-squared = .049980

Durbin-Watson statistic = 1.98492

F-statistic (zero slopes) = 1.33538

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -14.0510

Log of likelihood function = 309.323

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.149347E-02	.330837E-03	4.51423
RES2D1	-.286345	.130189	-2.19946
RES2D2	-.274750	.132028	-2.08099
RES2D3	-.221712	.131357	-1.68786
RES2D4	-.107579	.132971	-.809037
RES2D5	-.175665	.133529	-1.31556
RES2D6	-.230184	.135668	-1.69666
RES2D7	-.238587	.135983	-1.75453
RES2D8	-.226965	.132347	-1.71493

NR8 = 10.34813

ANEXO 18:

Testes para avaliar eventuais Quebras de Estrutura

PROGRAMA

```
options crt; options nodate; options limerr=210;
freq q; smpl 1977:1 1992:4; load (file=curren77) moeda;
genr lm=log(moeda); genr lm4=lm(-4);
smpl 1978:1 1992:4; load (file=tritax92) txju;
load (file=pibcorre) pib; load (file=triipc92) ipc;
genr ly=log(pib); genr li=log(txju); genr lp=log(ipc);
genr y2=pib**2; genr y3=pib**3; genr y4=pib**4;
frml eqc lm=m*lm4+(1-m)*((eqp)+(((par)**f)/exp(eqp)));
iden par (g*y2+h*y3+j*y4);
iden eqp (a+b*ly+d*li+e*lp); eqsub eqc eqp par;
param a 2 b 0.5 d -0.5 e 1 m 0.5;
param g 0.034184 h -0.0026 j 0.0000656; cons f 0.6;
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
param f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc;
cons f; lsq (tol=.001, maxit=100) eqc; genr res=@res; genr previs=@fit;
differ (noprnt, prefix=deq) eqc a b d e g h j f m;
genr deq1 da; genr deq2 db; genr deq3 dd; genr deq4 de;
genr deq5 dg; genr deq6 dh; genr deq7 dj; genr deq8 df; genr deq9 dm;
nosupres @ssr; olsq res da db dd de dg dh dj df dm; set sqrrest=@ssr;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;

? Testing for structural change
trend t; dummy=t>28; kk=dummy;
genr adum=kk*da; genr bdum=kk*db; genr ddum=kk*dd;
genr edum=kk*de; genr gdum=kk*dg; genr hdum=kk*dh;
genr jdum=kk*dj; genr fdum=kk*df; genr mdum=kk*dm;

? todos os regressores têm dummies
olsq res da db dd de dg dh dj df dm adum bdum ddum edum gdum hdum jdum fdum mdum;
set Fstruch1=((sqrrest-@ssr)/9)/(@ssr/(@nob-9-9)); print Fstruch1;
? Teste cuja estatística é robusta à heterocedasticidade
supres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq adum da db dd de dg dh dj df dm; genr dares=@res; genr resda=dares*res;
olsq bdum da db dd de dg dh dj df dm; genr dbres=@res; genr resdb=dbres*res;
olsq ddum da db dd de dg dh dj df dm; genr ddres=@res; genr resdd=ddres*res;
olsq edum da db dd de dg dh dj df dm; genr deres=@res; genr resde=deres*res;
olsq fdum da db dd de dg dh dj df dm; genr dfres=@res; genr resdf=dfres*res;
olsq gdum da db dd de dg dh dj df dm; genr dgres=@res; genr resdg=dgres*res;
olsq hdum da db dd de dg dh dj df dm; genr dhres=@res; genr resdh=dhres*res;
olsq jdum da db dd de dg dh dj df dm; genr djres=@res; genr resdj=djres*res;
olsq mdum da db dd de dg dh dj df dm; genr dmres=@res; genr resdm=dmres*res;
nosupres @logl @coef @ses @ifconv @ssr @arsq @ymean @sdev @s @dw @rsq;
olsq c resda resdb resdd resde resdf resdg resdh resdj resdm;
set seestch1=@nob-@ssr; print seestch1;

? apenas o regressor Y tem dummy
olsq res da db dd de dg dh dj df dm bdum;
set Fstruch2=((sqrrest-@ssr)/1)/(@ssr/(@nob-9-1)); print Fstruch2;
? Teste cuja estatística é robusta à heterocedasticidade
olsq c resdb; set seestch2=@nob-@ssr; print seestch2;

? apenas a economia subterrânea tem dummy
olsq res da db dd de dg dh dj df dm fdum;
```

```

set Fstruch3=((sqrrest-@ssr)/1)/(@ssr/(@nob-9-1)); print Fstruch3;
? Teste cuja estatística é robusta à heterocedasticidade
olsq c resdf; set seestch3=@nob-@ssr; print seestch3;

? apenas a economia subterrânea e o regressor Y têm dummies
olsq res da db dd de dg dh dj df dm bdum fdum;
set Fstruch4=((sqrrest-@ssr)/2)/(@ssr/(@nob-9-2)); print Fstruch4;
? Teste cuja estatística é robusta à heterocedasticidade
olsq c resdb resdf; set seestch4=@nob-@ssr; print seestch4;

? apenas a variável autónoma tem dummy
olsq res da db dd de dg dh dj df dm adum;
set Fstruch5=((sqrrest-@ssr)/1)/(@ssr/(@nob-9-1)); print Fstruch5;
? Teste cuja estatística é robusta à heterocedasticidade
olsq c resda; set seestch5=@nob-@ssr; print seestch5;

```

OUTPUT

Current sample: 1977:1 to 1992:4
 *** WARNING in line 8 Procedure GENR: Missing values for series ==> LM(-4): 4
 *** WARNING in line 8 Procedure GENR: Some elements of a series set to missing values due to missing values. Number ==> 4
 Current sample: 1978:1 to 1992:4

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F

VALUE 0.60000

Working space used: 2855

STARTING VALUES

VALUE	G	H	J	A	B	D	E	M
	0.034184	-0.0026000	0.000065600	2.00000	0.50000	-0.50000	1.00000	0.50000

F= 3.2295 FNEW= 3.2294 ISQZ= 7 STEP= 0.61035E-04 CRIT= 51.998

(...)

F= -1.7025 FNEW= -1.7025 ISQZ= 1 STEP= 0.53671 CRIT= 0.11578E-04

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 60 ITERATIONS

268 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638627E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

Working space used: 3089

STARTING VALUES

VALUE	G	H	J	A	B	D	E	M	F
	0.025443	-0.0015839	0.000024461	1.87126	1.79473	-0.13541	-1.32569	0.52925	0.60000

F= -1.7025 FNEW= -1.7026 ISQZ= 3 STEP= 0.14538 CRIT= 0.75819E-01

(...)

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.52706 CRIT= 0.70072E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 21 ITERATIONS

94 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .650911E-03

NONLINEAR LEAST SQUARES

EQUATIONS: EQC

CONSTANTS:

F
 VALUE 0.58404
 Working space used: 2855

STARTING VALUES

VALUE G H J A B D E M
 0.025653 -0.0015929 0.000024527 1.78054 1.77922 -0.14748 -1.30094 0.52648

F= -1.7027 FNEW= -1.7027 ISQZ= 1 STEP= 0.51457 CRIT= 0.62794E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 1 ITERATIONS

2 FUNCTION EVALUATIONS.

Number of Observations = 60

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation EQC

Dependent variable: LM

Variance of residuals = .638394E-03

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Sum of squared residuals = .033196

Variance of residuals = .650911E-03

F-statistic (zero slopes) = .107150E-06

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.88550

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07

Std. dev. of dependent var. = .023720

Sum of squared residuals = .016798

Variance of residuals = .399960E-03

Std. error of regression = .019999

R-squared = .493973

Adjusted R-squared = .289153

Durbin-Watson statistic = 1.88569

F-statistic (zero slopes) = 2.41174

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.95252

Log of likelihood function = 160.288

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-4.17422	3.05213	-1.36764
DB	-3.70936	3.74288	-.991045
DD	.477441	.542278	.880435
DE	3.82947	3.12484	1.22549
DG	.346444	.392549	.882550
DH	-.092020	.088901	-1.03508
DJ	.547512E-02	.488192E-02	1.12151
DF	4.55081	4.76148	.955755
DM	.183198	.098461	1.86061
ADUM	7.62529	4.64018	1.64332
BDUM	-2.46690	4.05601	-.608207
DDUM	-.268553	.676266	-.397112
EDUM	-.113793	3.45849	-.032903
GDUM	-.528098	.394944	-1.33715
HDUM	.104808	.088951	1.17826
JDUM	-.569886E-02	.488220E-02	-1.16727
FDUM	-5.03584	4.79361	-1.05053
MDUM	.165180	.145315	1.13670

FSTRUCH1 = 4.55550

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: ADUM

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .107670E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.38222

F-statistic (zero slopes) = 203.207

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: BDUM

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .521596E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -4.80440
F-statistic (zero slopes) = 399.461

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DDUM

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .156285E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.00961
F-statistic (zero slopes) = 534.753

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: EDUM

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .017017 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -3.62193
F-statistic (zero slopes) = 260.740

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: FDUM

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .831548E-04 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -8.94317
F-statistic (zero slopes) = 106.517

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: GDUM

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = 1.89874 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 1.09282
F-statistic (zero slopes) = 3359.20

Equation 9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: HDUM

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = 106.309 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 5.11799
F-statistic (zero slopes) = 51319.7

Equation 10

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: JDUM

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = 6015.51 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 9.15373
F-statistic (zero slopes) = 774885.

Equation 11

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: MDUM

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Variance of residuals = .198234E-02 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -5.77185
F-statistic (zero slopes) = 77.7049

Equation 12

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000 R-squared = 0.
Std. dev. of dependent var. = 0. Adjusted R-squared = -.156863
Sum of squared residuals = 40.3998 Durbin-Watson statistic = .693780
Variance of residuals = .792153 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .218632
Std. error of regression = .890030 Log of likelihood function = -73.2707

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
RESDA	16502.6	8730.96	1.89012
RESDB	-1663.93	8021.72	-.207428
RESDD	-268.304	1681.37	-.159575
RESDE	-2720.45	6558.20	-.414816
RESDF	-4833.51	10219.2	-.472984
RESDG	-484.181	864.734	-.559920
RESDH	90.9932	194.694	.467365
RESDJ	-4.67939	10.7135	-.436775
RESDM	136.192	313.705	.434139

SEESTCH1 = 19.60020

Equation 13

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
Std. dev. of dependent var. = .023720
Sum of squared residuals = .033166
Variance of residuals = .663326E-03
Std. error of regression = .025755
R-squared = .909005E-03

Adjusted R-squared = -.178927
Durbin-Watson statistic = 1.73270
F-statistic (zero slopes) = .505462E-02
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.81818
Log of likelihood function = 139.881

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
DA	-.175927	1.85426	-.094877
DB	-.119165	.945429	-.126044
DD	.020520	.230931	.088858
DE	.138244	1.11294	.124216
DG	-.346565E-02	.022918	-.151218
DH	.239697E-03	.150356E-02	.159420
DJ	-.412388E-05	.268701E-04	-.153474
DF	.040182	.300190	.133854
DM	-.367616E-02	.067949	-.054102
BDUM	-.010651	.049936	-.213286

FSTRUCH2 = 0.045491

Equation 14

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
Current sample: 1978:1 to 1992:4
Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000
Std. dev. of dependent var. = 0.
Sum of squared residuals = 59.9079
Variance of residuals = 1.01539
Std. error of regression = 1.00766

R-squared = 0.
Adjusted R-squared = 0.
Durbin-Watson statistic = .334741E-02
Schwarz Bayes. Info. Crit. = .066702
Log of likelihood function = -85.0902

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
RESDB	-32.5167	107.952	-.301215

SEESTCH2 = 0.092126

Equation 15

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
 Std. dev. of dependent var. = .023720
 Sum of squared residuals = .033192
 Variance of residuals = .663832E-03
 Std. error of regression = .025765
 R-squared = .146228E-03

Adjusted R-squared = -.179827
 Durbin-Watson statistic = 1.72434
 F-statistic (zero slopes) = .812494E-03
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.81741
 Log of likelihood function = 139.858

Variable	Coefficient	Estimated Standard Error	t-statistic
DA	-.011822	1.66713	-.709111E-02
DB	-.377443E-02	.763453	-.494389E-02
DD	.010776	.245616	.043874
DE	.970492E-02	.911616	.010646
DG	-.323771E-03	.016586	-.019520
DH	.247192E-04	.103937E-02	.023783
DJ	-.460545E-06	.194220E-04	-.023713
DF	-.012483	.273631	-.045619
DM	.235486E-03	.065839	.357670E-02
FDUM	.033830	.395640	.085508

FSTRUCH3 = 0.0073116

Equation 16

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000
 Std. dev. of dependent var. = 0.
 Sum of squared residuals = 59.9862
 Variance of residuals = 1.01672
 Std. error of regression = 1.00832

R-squared = 0.
 Adjusted R-squared = 0.
 Durbin-Watson statistic = .435478E-03
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .068010
 Log of likelihood function = -85.1294

Variable	Coefficient	Estimated Standard Error	t-statistic
RESDF	95.9457	824.575	.116358

SEESTCH3 = 0.013765

Equation 17

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES
 Current sample: 1978:1 to 1992:4
 Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07
 Std. dev. of dependent var. = .023720
 Sum of squared residuals = .033165
 Variance of residuals = .676838E-03
 Std. error of regression = .026016
 R-squared = .946262E-03

Adjusted R-squared = -.202942
 Durbin-Watson statistic = 1.73587
 F-statistic (zero slopes) = .464108E-02
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.74997
 Log of likelihood function = 139.882

Variable	Coefficient	Estimated Standard Error	t-statistic
DA	-.193261	1.91644	-.100843
DB	-.133352	1.01103	-.131897
DD	.016700	.249807	.066850
DE	.151460	1.16595	.129903
DG	-.374608E-02	.024062	-.155684
DH	.257786E-03	.157664E-02	.163503
DJ	-.441534E-05	.279857E-04	-.157771
DF	.053345	.432175	.123434
DM	-.434185E-02	.070382	-.061690
BDUM	-.012138	.061274	-.198088
FDUM	-.020745	.485286	-.042747

FSTRUCH4 = 0.023205

Equation 18

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000

Std. dev. of dependent var. = 0.

Sum of squared residuals = 59.9047

Variance of residuals = 1.03284

Std. error of regression = 1.01629

R-squared = 0.

Adjusted R-squared = -.017241

Durbin-Watson statistic = .344045E-02

Schwarz Bayes. Info. Crit. = .134888

Log of likelihood function = -85.0886

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
RESDB	-31.2533	111.220	-.281004
RESDF	47.2227	848.982	.055623

SEESTCH4 = 0.095322

Equation 19

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: RES

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = .132481E-07

Std. dev. of dependent var. = .023720

Sum of squared residuals = .033166

Variance of residuals = .663323E-03

Std. error of regression = .025755

R-squared = .912522E-03

Adjusted R-squared = -.178923

Durbin-Watson statistic = 1.72484

F-statistic (zero slopes) = .507420E-02

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.81818

Log of likelihood function = 139.881

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
DA	.158385	1.81875	.087084
DB	.114740	.931125	.123228
DD	-.019931	.229086	-.087003
DE	-.128756	1.08544	-.118621
DG	.304593E-02	.021481	.141799
DH	-.208099E-03	.139170E-02	-.149529
DJ	.353941E-05	.249224E-04	.142017
DF	-.041185	.301665	-.136524
DM	.460511E-02	.069214	.066535
ADUM	.023487	.109908	.213698

FSTRUCH5 = 0.045667

Equation 20

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: C

Current sample: 1978:1 to 1992:4

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 1.000000

Std. dev. of dependent var. = 0.

Sum of squared residuals = 59.9017

Variance of residuals = 1.01528

Std. error of regression = 1.00761

R-squared = 0.

Adjusted R-squared = 0.

Durbin-Watson statistic = .355117E-02

Schwarz Bayes. Info. Crit. = .066599

Log of likelihood function = -85.0871

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
RESDA	76.2406	244.985	.311206

SEESTCH5 = 0.098329

ANEXO 19: Economia Subterrânea Estimada

TRIMESTRE	\hat{Y}_{St} ⁽¹⁾	D.P. \hat{Y}_{St} ⁽²⁾	$(\hat{Y}_{St}/Y_{0t}) \times 100$ ⁽³⁾
1978 - I	0,07231146	0,03162697	4,0692998
II	0,08111327	0,03546963	4,2939791
III	0,09254881	0,04046137	4,5658023
IV	0,10596424	0,04631674	4,8607560
1979 - I	0,11392725	0,04979219	5,0254631
II	0,13134171	0,05739298	5,3630751
III	0,13951182	0,06095925	5,5121225
IV	0,1577004	0,06889989	5,8256519
1980 - I	0,18029453	0,07876746	6,1850610
II	0,20822494	0,0909733	6,5914827
III	0,20869505	0,09117883	6,5980098
IV	0,22780943	0,09953842	6,8555350
1981 - I	0,24079603	0,10522151	7,0223398
II	0,26392041	0,1153489	7,3047443
III	0,30604011	0,13382563	7,7773852
IV	0,31951732	0,13974715	7,9186448
1982 - I	0,34532347	0,15110013	8,1772074
II	0,39932865	0,17492863	8,6735154
III	0,39341591	0,17231473	8,6218696
IV	0,47463128	0,20834455	9,2810183
1983 - I	0,49306828	0,21656571	9,4168885
II	0,53974296	0,23745846	9,7408945
III	0,6140506	0,27099194	10,2035659
IV	0,65091465	0,28777097	10,4113028
1984 - I	0,67068041	0,29681143	10,5171774
II	0,73951771	0,32856355	10,8576966
III	0,82571501	0,36900772	11,2265806
IV	0,86664445	0,38852857	11,3807544
1985 - I	0,94798414	0,4280527	11,6488589
II	1,02666971	0,46740438	11,8607868
III	1,07230464	0,4908414	11,9623454
IV	1,14683986	0,53031425	12,0936398
1986 - I	1,24491602	0,58515967	12,1966887
II	1,31790556	0,62891323	12,2152707
III	1,37811436	0,6676572	12,1859966
IV	1,44014424	0,71112976	12,1030695
1987 - I	1,47107922	0,73467855	12,0363216
II	1,50467489	0,76220294	11,9390216
III	1,54662397	0,80062844	11,7685586
IV	1,58862776	0,84669298	11,5109612
1988 - I	1,60700822	0,87124505	11,3497297
II	1,62184179	0,8948258	11,1789481
III	1,64475454	0,94983487	10,7178062
IV	1,6499438	0,99184747	10,3024902
1989 - I	1,6286744	1,06377674	9,4415907
II	1,63359316	1,05510374	9,5570886
III	1,58512114	1,11289756	8,7075431
IV	1,54941831	1,13806646	8,2609208
1990 - I	1,45314969	1,18035563	7,3062984
II	1,32275737	1,20741079	6,2788122
III	1,24236965	1,21301301	5,7273172

IV	1.13914522	1.21029673	5.0793473
1991 -I	1.00677964	1.19200086	4.3216846
II	0.83544013	1.14409929	3.4315293
III	0.69590189	1.08355835	2.7651365
IV	0.49917132	0.95959478	1.8972684
1992 -I	0.3068775	0.78164723	1.1177472
II	0.20632666	0.65775745	0.7346246
III	0.11885953	0.52635183	0.4146070
IV	0.01363996	0.33042935	0.0463377

⁽¹⁾ \hat{Y}_s : Economia Subterrânea Estimada, em 10^{11} escudos, utilizando a equação (12) seguinte $\hat{Y}_s = \sum_{i=2}^4 \hat{\alpha}_i Y_{\alpha}^i$, sendo $\hat{\alpha}_i$ as estimativas obtidas para os parâmetros α_i ($i=2,3,4$) indicadas no quadro nº8;

⁽²⁾ D.P. \hat{Y}_s : desvio padrão das estimativas \hat{Y}_s , obtido através da equação (13):

$$\text{D.P. de } (\hat{Y}_s) = \left[\sum_{i=2}^4 \sum_{j=2}^4 \text{cov}(\hat{\alpha}_i, \hat{\alpha}_j) Y_{\alpha}^i Y_{\alpha}^j \right]^{1/2};$$

⁽³⁾ $(\hat{Y}_s / Y_{\alpha}) \times 100$: Peso na Economia Oficial da Economia Subterrânea Estimada;