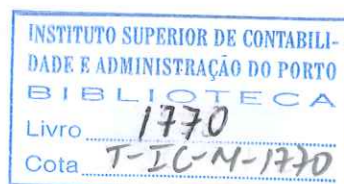


**IMPACTO DO INVESTIMENTO PÚBLICO
NO INVESTIMENTO PRIVADO
E NO CRESCIMENTO DA ECONOMIA PORTUGUESA
UMA ANÁLISE DA CAUSALIDADE**

*Dissertação apresentada para obtenção
do grau de Mestre em Finanças
sob a orientação do Professor
Doutor José da Silva Costa*

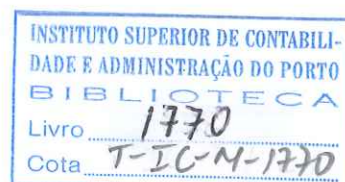


CLÁUDIA MARIA GOMES NETO

NOVEMBRO / 1999

**IMPACTO DO INVESTIMENTO PÚBLICO
NO INVESTIMENTO PRIVADO
E NO CRESCIMENTO DA ECONOMIA PORTUGUESA
UMA ANÁLISE DA CAUSALIDADE**

*Dissertação apresentada para obtenção
do grau de Mestre em Finanças
sob a orientação do Professor
Doutor José da Silva Costa*



CLÁUDIA MARIA GOMES NETO

NOVEMBRO / 1999

Este trabalho não teria sido possível sem o contributo de várias pessoas a quem dedico este agradecimento. Em primeiro lugar, naturalmente à minha família, pelo apoio concedido e pela sua paciência....

Em especial ao meu orientador, Professor Doutor José da Silva Costa, o meu agradecimento não só pela orientação desta dissertação, mas também pela disponibilidade e celeridade demonstradas na análise de todo o meu trabalho.

Ao Professor Doutor Vitorino Martins manifesto o meu apreço pelos seus úteis conselhos e pela troca de impressões que muito me ajudaram.

Não posso deixar ainda de referir a eficiência e a simpatia demonstrada pelos funcionários da Biblioteca da Faculdade de Economia da Universidade do Porto, onde passei muitas das horas dedicadas a este trabalho.

ÍNDICE GERAL

Capítulo I – Introdução.....	1
Capítulo II – Investimento público, investimento privado e crescimento da economia	
2.1 Suas interligações	6
2.2 Evidência empírica	14
Capítulo III – Metodologia	
3.1 Estacionariedade das séries	30
3.2 Cointegração	42
3.3 Causalidade	54
Capítulo IV – Análise empírica	
4.1 Séries estatísticas	66
4.2 Breve historiografia das variáveis em análise em Portugal:	
1960-1993	68
4.3 Análise da estacionariedade das séries	75
4.4 Testes de cointegração	81
4.5 Testes de causalidade	85
Capítulo V – Conclusão	89
Anexos	93
Bibliografia.....	105

ÍNDICE DE QUADROS

1 – Taxas médias de crescimento do PIB e da FBCF	69
2 – Taxas médias de crescimento do Investimento das Administrações Públicas e do Investimento Público	69
3 – Participação média do Investimento das Administrações Públicas e do Investimento Público na FBCF	70
4 – Percentagem média do Investimento das Administrações Públicas e do Investimento Público no PIB	70
5 – Teste ADF à série PIB	77
6 – Teste ADF à série Investimento das Administrações Públicas	78
7 – Teste ADF à série Investimento Privado 1	79
8 – Teste ADF à série Investimento Público	80
9 – Teste ADF à série Investimento Privado 2	81
10 – Teste de cointegração às séries Investimento das Administrações Públicas e PIB	82
11 – Teste de cointegração às séries Investimento das Administrações Públicas e Investimento Privado 1	83
12 – Teste de cointegração às séries Investimento Público e PIB	84
13 – Teste de cointegração às séries Investimento Público e Investimento Privado 2	84
14 – Teste de causalidade entre o Investimento das Administrações Públicas e o PIB	86
15 – Teste de causalidade entre o Investimento das Administrações Públicas e o Investimento Privado 1	86
16 – Teste de causalidade entre o Investimento Público e o PIB	87
17 – Teste de causalidade entre o Investimento Público e o Investimento Privado 1	88

ÍNDICE DE GRÁFICOS

1 – Série PIB a preços constantes	69
2 – Série FBCF a preços constantes	69
3 – Percentagem do Investimento das Administrações Públicas no PIB	73
4 – Percentagem do Investimento Público no PIB	73

CAPÍTULO I - INTRODUÇÃO

Nos últimos anos tem havido uma crescente preocupação com o papel desempenhado pelo investimento público no crescimento da economia, e qual o seu efeito no investimento privado. As recentes pesquisas sobre este tema podem ser divididas em três vertentes. A primeira centra-se na questão se o investimento público e o investimento privado são complementares, substitutos ou independentes. A segunda questiona qual dos dois investimentos é mais produtivo. E por fim as pesquisas sobre qual o impacto do investimento público no crescimento económico.

O investimento público pode aumentar a produtividade do investimento privado e beneficiar o crescimento da economia, como é por exemplo o caso dos investimentos em infra-estruturas e o fornecimento de bens públicos. Mas o investimento público pode também provocar o efeito "*crowding out*" no investimento privado ao utilizar recursos que são escassos, ou ao competir com o sector privado, e assim ter um efeito adverso no crescimento económico. O próprio financiamento do investimento público – através de impostos ou endividamento – também fará diminuir os recursos disponíveis para o sector privado e assim diminuir a actividade privada de investimento.

Em geral, algumas componentes do investimento público podem ser complementares ao investimento privado e portanto benéficas ao crescimento, enquanto que outras podem ser substitutas e ter um efeito menos positivo, ou mesmo negativo, no crescimento da economia.

A questão de qual dos investimentos, o público ou o privado, é mais produtivo, não é de todo clara, e diversos autores tem tentado encontrar uma resposta. No entanto, não existe um consenso nas suas conclusões. ASCHAUER (1989a), MUNNELL (1990) (1992), RAMIREZ (1996), entre outros, concluem que o investimento público é mais produtivo que o investimento privado, enquanto que por exemplo KHAN e REINHART (1990), KHAN e KUMAR (1997) concluem o oposto. Já NAZMI e RAMIREZ (1997) concluem que ambos os investimentos têm igual impacto.

Em relação ao impacto do investimento público no crescimento económico as opiniões só diferem em relação à dimensão desse impacto e não ao facto de que ele existe e é positivo. Então, a preocupação com o crescimento não pode centrar-se apenas no papel a desempenhar pelo investimento total, devendo considerar-se os efeitos separados do investimento público e do investimento privado. Em países em vias de desenvolvimento esta preocupação ainda é maior, pois o investimento público nestes países representa a maior parte do investimento total, enquanto que em países industrializados essa percentagem é pequena.

Estudos sobre a importância relativa de cada um dos investimentos e seus efeitos no crescimento económico são também importantes na medida em podem indicar aos Governos qual a melhor política a seguir, se aumentar o investimento público, se criar condições para incentivar ou tornar mais atractivo o investimento privado. Se se concluir que o investimento privado é mais produtivo que o público, então os Governos deveriam racionalizar o investimento público e privatizar as actividades detidas pelo Estado.

Se o investimento e o fornecimento público de infra-estruturas levarem a que o sector privado aumente a sua actividade, então, para atingir um maior crescimento económico, os Governos devem deslocar os seus gastos para o investimento em infra-estruturas. Se pelo contrário se verificar que o investimento público no passado não causou um aumento do investimento privado, então o esforço de aumentar o investimento público em infra-estruturas apenas levaria a um desvio de recursos que poderiam ser aplicados noutras políticas que produziriam esse efeito.

A maior parte da literatura abordando este tema baseia-se em análises estáticas ou em análises *cross-section*, o que tem algumas desvantagens. A mensuração e os métodos utilizados na recolha de informação nos diversos países não são uniformes, e por outro lado as análises *cross-section* agregam países com grandes diferenças a nível de desenvolvimento económico e social. No entanto, têm surgido alguns estudos relativos a um único país, que tentam determinar os efeitos de longo prazo do investimento público no investimento privado e no crescimento da economia utilizando nomeadamente técnicas de cointegração e análises de causalidade. É esta análise de

causalidade, tal como foi definida por Granger, que se pretende efectuar para Portugal no período 1960-1993.

Em Portugal, o período em análise foi de acentuado crescimento económico no qual o investimento desempenhou um papel importante. Entre 1960 e 1993 o PIB e a FBCF registaram taxas de crescimento médias de 4,9% e de 5,9% respectivamente. O investimento público registou um crescimento médio ainda maior, de 8,7%.

Na década de 60 e início da década de 70 os Planos de Fomento promoveram os investimentos públicos em quase todos os sectores. Os investimentos em infra-estruturas, principalmente transportes e comunicações, aumentaram substancialmente com a implementação dos planos. Investimentos em sectores como os da electricidade e comunicações, para os quais o sector privado não tinha capacidades, levaram ao desenvolvimento do sector empresarial do Estado. Por outro lado as políticas proteccionistas permitiram a expansão do investimento do sector privado. Neste período o crescimento económico em Portugal foi acentuado, e dos mais rápidos da Europa.

Após a revolução de 1974 e os choques petrolíferos, as dificuldades na Balança de Pagamentos levaram à imposição de programas de estabilização pelo Fundo Monetário Internacional. As medidas impostas para combater a crise instalada fizeram no entanto diminuir o investimento, e este foi um período de fraco crescimento económico. A nacionalização de empresas aumentou o sector empresarial do Estado, e devido à sua fraca produtividade exigiram grandes investimentos o que levou a que o investimento público neste período fosse muito elevado.

Com a entrada na Comunidade Económica Europeia em 1986 começou novo período de estabilidade. Tanto o investimento privado como o público aumentaram, para o que contribuíram, em grande medida, os fundos comunitários. O sector empresarial do Estado sofreu grandes alterações principalmente devido às privatizações que têm marcado esta década.

A evolução do investimento, público e privado, e do crescimento em Portugal e suas possíveis relações é ainda um campo pouco explorado. Não é, no entanto o objectivo deste trabalho explorar essa relações, mas tão somente investigar se existe causalidade do investimento público para o investimento privado e para o crescimento

económico. Para atingir esse objectivo propomo-nos aplicar métodos modernos de séries temporais. Estes métodos são os propostos por Dickey-Fuller para a análise da estacionariedade das séries, o teste de Johansen para a análise da cointegração e a análise da causalidade definida por Granger.

A dissertação está estruturada da forma que se segue:

Inicia-se o capítulo II com as questões que mais vezes são colocadas relativamente às relações entre o investimento público, o investimento privado e o crescimento económico e que motivaram o presente estudo. De uma forma resumida são ainda abordados alguns temas relacionados tais como a importância do sector público estatal, a Lei de Wagner e o modelo de crescimento económico neoclássico.

Em segundo lugar pretende-se reportar alguns dos resultados mais importantes da literatura sobre estas questões.

No capítulo seguinte – III – é feita a descrição dos métodos econométricos a utilizar e abordam-se alguns métodos alternativos concebidos por outros autores.

O conceito de causalidade de Granger é definido dizendo que y causa x se se puder efectuar uma melhor previsão de x usando os valores passados de y e x , do que se apenas se utilizasse a informação sobre x . Antes de se poder testar a causalidade é necessário determinar se as variáveis são estacionárias, ou se ambas forem não estacionárias, se são cointegradas.

Assim o capítulo III começa pela descrição de alguns métodos de análise e testes da estacionariedade das séries, com particular ênfase no teste de raiz unitária de Dickey-Fuller visto ser o pioneiro.

Segue-se a apresentação dos testes de cointegração mais utilizados. Isto porque a maior parte das séries macro-económicas são não estacionárias e o conceito de cointegração introduzido por Granger, revela-se de particular importância nestes casos. Quando duas séries são cointegradas partilham uma tendência comum, isto é, tendem para um determinado equilíbrio conjunto no longo prazo.

Na última secção deste capítulo analisa-se o trabalho de Granger sobre a causalidade bem como alguns estudos relacionados.

Dos métodos descritos no capítulo III foram seleccionados apenas alguns para aplicação às séries portuguesas do investimento público, do investimento privado e do crescimento económico medido pelo PIB.

O capítulo IV começa com a descrição das séries estatísticas e respectivas fontes. A recolha dos dados sobre as séries investimento público e privado levantou algumas dificuldades devido à falta de informação sobre o sector público empresarial. Esta só está disponível a partir do ano de 1960 marcando assim o início do período em análise. Por outro lado, não existe um consenso sobre se o sector público empresarial deverá ser incluído no sector privado ou no sector público em termos de análise do investimento de cada um dos sectores. Assim, optou-se por efectuar as duas análises e analisar em que medida os resultados diferiam.

Em segundo lugar é apresentada de uma forma breve a história da evolução do investimento e do crescimento económico em Portugal para o período em análise.

Nas restantes secções deste capítulo é apresentado o trabalho empírico da dissertação. Cada uma das séries é testada quanto à sua estacionariedade, e para cada um dos grupos de séries relevantes para a presente investigação testa-se a hipótese de cointegração e a hipótese de causalidade.

Por último, o capítulo V encerra a dissertação integrando as conclusões da investigação. Tentou-se sistematizar as conclusões separando as relativas ao conjunto que apenas inclui as administrações públicas no investimento público, das relativas ao investimento público que inclui o sector empresarial do Estado.

CAPÍTULO II - INVESTIMENTO PÚBLICO, INVESTIMENTO PRIVADO E CRESCIMENTO DA ECONOMIA

A relação entre investimento público e investimento privado, se são complementares, substitutos ou independentes, é uma questão complexa e controversa, e tem suscitado diversos estudos. O ressurgimento do interesse na teoria endógena do crescimento económico, e os processos de liberalização e privatizações em muitos países em desenvolvimento, são os motivos mais apontados para a importância da relação entre os dois investimentos e o seu potencial impacto no crescimento económico a longo prazo.

2.1 SUAS INTERLIGAÇÕES

A preocupação com este tema pode ser dividida em três áreas relacionadas. A primeira respeita à questão se o investimento público promove ou retarda o investimento privado. A segunda é se o investimento público é mais eficiente do que o investimento privado. A terceira, que é de certa forma uma combinação das duas anteriores, questiona se o investimento público promove o crescimento económico, e se sim, se o faz mais do que o investimento privado. Para além destas questões que são as mais frequentes, há ainda quem questione se existe causalidade do investimento público para o investimento privado e para o crescimento, ou se pelo contrário a relação de causalidade flui do investimento privado e do crescimento para o investimento público.

A pesquisa empírica do efeito do investimento público no investimento privado foi estimulada pelos estudos de ASCHAUER (1989a,b) que sugeriu que o capital público tem um impacto poderoso na produtividade do capital privado. Os resultados de Aschauer eram controversos e deram origem a diversos estudos empíricos para determinar a robustez da sua posição. Embora os diversos estudos apresentem evidência

nos dois sentidos, parece existir um certo consenso no que diz respeito à produtividade do investimento público, mas sugerindo um impacto mais fraco do que o originalmente proposto por Aschauer.

A propósito do surgimento de um número elevado de estudos sobre este tema, cita-se GRAMLICH (1994, p.1177): “o investimento público em infra-estruturas foi sempre mais importante do que o indicaria a falta de atenção que recebeu até 1989; mas nunca tão importante como sugere a enorme atenção que lhe tem sido dispensada desde 1989”.

Muitos dos estudos sobre este tema focam o investimento público representado principalmente por bens e serviços que o sector privado não produz em quantidades óptimas, ou porque são sujeitos a custos de arranque demasiado elevados, ou porque é difícil restringir o seu uso e benefícios a indivíduos que efectivamente os paguem.

BARRO (1981) considera dois tipos de serviços públicos. Um, que é de directa utilidade para as famílias, e são exemplos os parques, as bibliotecas e os hospitais. Uma característica deste tipo de serviços públicos é que o consumidor pode substituí-los por outros assumindo o custo. O segundo tipo de serviços públicos é um *input* para o processo de produção privado, e pode ser aplicado tanto a empresas como a famílias. Exemplos deste tipo de serviço público são o fornecimento de um sistema legal, a defesa nacional, serviços da polícia e bombeiros, educação e outras actividades reguladoras. Em alguns casos estes serviços podem ser substitutos próximos para *inputs* privados de trabalho e capital. Contudo, em áreas como o fornecimento de um sistema legal e a defesa nacional, é provável que os serviços públicos aumentem o produto marginal dos factores privados.

Os serviços fornecidos pelo Governo são muitas vezes designados por “públicos” em oposição a privados, no sentido que são não rivais, isto é, o consumo efectuado por uma pessoa não diminui a quantidade disponível para outra pessoa. Na realidade, actualmente é duvidoso se a maioria dos serviços fornecidos pelo Governo pertencem a esta categoria, pois a maior parte está sujeita a “congestão”. Isso acontece por exemplo com os parques, os tribunais e as auto-estradas.

A componente de maior dimensão do capital público é a rubrica de infra-estruturas, assim não é de estranhar que grande parte dos estudos sobre o investimento público se debrucem sobre o investimento em infra-estruturas.

Para GRAMLICH (1994), capital em infra-estruturas, do ponto de vista económico, consiste em monopólios naturais, intensivos em capital, como auto-estradas, instalações de transportes, água e saneamento e sistemas de comunicação. Destas, algumas são propriedade privada, embora a maior parte pertença ao sector público, assim uma definição alternativa é a baseada na propriedade. Definições mais vastas incluem capital humano e/ou capital de investigação e desenvolvimento, mas são de difícil mensuração.

A maior parte dos estudos econométricos utilizam como variável independente a definição mais reduzida, ou seja o *stock* de infra-estruturas pertencentes ao sector público. Outro conceito muito utilizado¹ é o chamado “core infrastructure” que inclui auto-estradas, aeroportos, facilidades de trânsito, gás e electricidade, fornecimento de água e saneamento, e que representam nos EUA quase dois terços do capital público.

Investimentos públicos em infra-estruturas económicas e sociais tendem a complementar o investimento privado pois facilitam a sua implementação e aumentam a sua produtividade ao eliminar problemas existentes nas áreas de transportes, comunicações e educação. Assim, investimentos públicos em estradas, aeroportos, electricidade, saneamento, serviços de saúde e educação, geram aumentos de produtividade dos factores utilizados e do trabalho.

Em termos do investimento privado, o impacto dos custos e benefícios pode ser facilmente analisado. Se os custos de arranque são menores quando existem infra-estruturas, e/ou os custos dos materiais são menores, por exemplo devido às facilidades de transportes, então a taxa de retorno do investimento será maior. Assumindo que as empresas avaliam a rentabilidade dos projectos pela taxa de retorno, então à medida que o valor esperado da empresa aumenta, o investimento em capital também aumentará.

¹ ASCHAUER (1989a), MUNNELL (1990) e GRAMLICH (1994).

Assim, quanto maiores as infra-estruturas maior o investimento privado e será favorecido o crescimento económico.

No entanto, é reconhecido que o investimento público em infra-estruturas pode não ter automaticamente um impacto benéfico no investimento privado e no crescimento. Em muitos países da América Latina os projectos de investimento público em infra-estruturas nos anos 70 eram de qualidade duvidosa, e o mesmo se passou nos anos 80 na Ásia e em África².

O investimento público efectuado no sector empresarial do Estado, que é muitas vezes fortemente subsidiado e ineficiente, reduz as possibilidades do investimento privado e do crescimento económico a longo prazo. Quando as empresas públicas produzem bens e serviços que entram em competição directa com o sector privado, levam a uma substituição entre o investimento público e o privado. Por outro lado, um aumento do investimento nas empresas públicas pode provocar um efeito negativo indirecto no investimento privado. Este efeito é derivado das restrições no orçamento do sector público. O meio de financiamento escolhido pelo Estado tem consequências no investimento privado e no crescimento. Se o investimento nas empresas públicas for financiado por um aumento de impostos, isso pode conduzir a um aumento nos custos dos *inputs*, e provocar um efeito adverso no investimento privado e no crescimento. Se o investimento público for financiado através do endividamento, isso pode reflectir-se na disponibilidade e nos custos do crédito para o sector privado. Por último, se o meio de financiamento for o uso da taxa de inflação, um aumento nesta fará diminuir o investimento privado devido às condições de incerteza criadas quanto ao retorno esperado do investimento.

Mas nem todos os efeitos do investimento no sector empresarial do Estado são negativos. Pode existir complementaridade entre o investimento público e o investimento privado se, por exemplo, o *output* das empresas públicas for um *input* essencial para o investimento no sector privado. Ou ainda, se a expansão das empresas públicas levar a um aumento no investimento privado para satisfazer a procura adicional criada. Esta complementaridade pode ser encorajada através da concessão de subsídios

² KHAN e KUMAR (1997) p.72.

ao sector privado para, de uma forma seleccionada, conduzir o investimento privado de harmonia com os planos do investimento público.

Ou seja, investimentos públicos em infra-estruturas sociais e económicas tendem a provocar o efeito *crowding in* no investimento privado, enquanto que investimentos públicos em empresas detidas pelo Estado cujos produtos entram em directa competição com o sector privado, tendem a provocar o efeito *crowding out* no investimento privado.

Um resumo das razões a favor e contra o investimento público provocar *crowding out* no investimento privado, é apresentado por BLEJER e KHAN (1984,p.387). De uma forma geral, o investimento público pode causar *crowding out* se utiliza recursos escassos que de outra forma estariam disponíveis para o sector privado, ou se produz bens/serviços que entram em competição com a produção do sector privado. Para além disso, o financiamento do investimento público – através de impostos ou endividamento – fará diminuir os recursos disponíveis para o sector privado e portanto deprime a actividade de investimento privado. No entanto, investimentos públicos em infra-estruturas e o fornecimento de bens públicos³, podem ser complementares ao investimento privado e causar *crowding in*. Assim, investimentos deste tipo podem aumentar as possibilidades do investimento privado e fazer subir a produtividade do capital, aumentar a procura por produção privada através do aumento da procura de bens e serviços dependentes, e aumentar a disponibilidade dos recursos em geral.

Ou ainda, e citando ERENBURG e WOHAR (1995, p.5): “*Ceteris paribus*, se ambos os sectores, público e privado, estão a competir pelos mesmos recursos para implementar projectos públicos/privados, então, o investimento público corrente pode provocar *crowding out* no investimento privado, enquanto que o *stock* existente de capital público pode provocar *crowding in* no investimento privado”.

³ Bem público puro é um bem que é não rival no seu consumo, e do qual é impossível, ou demasiado caro, excluir os consumidores através da cobrança de um preço. A defesa nacional é o exemplo mais citado como sendo um bem público puro.

O impacto da dimensão do Governo no desempenho da economia e no crescimento está de certa forma relacionado com o presente estudo. Teoricamente, um ponto de vista sugere que uma maior dimensão do Governo será provavelmente prejudicial ao crescimento e eficiência da economia. Os argumentos mais comuns nesse sentido são, entre outros, que as operações do Governo são frequentemente conduzidas de uma forma não eficiente, e que muitas das políticas fiscais e monetárias tendem a distorcer a economia e a baixar a produtividade. Outro ponto de vista é aquele que atribui ao Governo um papel crítico no processo de desenvolvimento económico, e assim uma maior dimensão do Governo levaria provavelmente a um maior crescimento. Alguns dos argumentos neste caso são que o Governo tem um papel importante na harmonização de conflitos entre o interesse privado e o interesse social, que assegura o aumento no investimento produtivo e fornece a direcção para o crescimento e o desenvolvimento. De acordo com RAM (1986a) a dimensão do Governo exerce um efeito positivo e estatisticamente significativo no desempenho da economia para a maior parte dos países. Quanto à causalidade, e segundo GHALI (1998b), a dimensão do governo causa, no sentido de Granger, o crescimento bem como o investimento.

A lei de Wagner sugere que a causalidade flui do crescimento económico para o crescimento do sector público, enquanto que alguns modelos macro-económicos, em que os gastos públicos são considerados exógenos, sugerem o contrário. Para os Keynesianos o aumento das despesas públicas é que aceleram o crescimento económico.

RAM (1986b) testou a causalidade, no sentido de Granger, para as duas teorias. Utilizou séries temporais de 63 países, para o período 1950-1980, tendo obtido uma grande variedade de resultados. Assim, a lei de Wagner apenas foi confirmada em 10 países, e a direcção de causalidade implícita na teoria Keynesiana em 4 países.

ANWAR, DAVIES e SAMPATH (1996) analisaram a causalidade entre os gastos públicos e o crescimento económico para uma amostra de 88 países, tendo encontrado causalidade unidireccional para 23 países (um dos quais Portugal com a direcção crescimento económico → gastos públicos), e causalidade bidireccional para 8 países.

A tendência a longo prazo para os gastos públicos aumentarem em relação ao PIB, foi testada por THORNTON (1999) em seis países europeus utilizando dados duma fase inicial do seu desenvolvimento. Os resultados indicam que em cinco dos seis países, o PIB e os gastos públicos, quer reais quer nominais, são cointegrados, ou seja exibem relações de equilíbrio. Os testes de causalidade indicam que a direcção da causalidade é do PIB para os gastos públicos, e nalguns casos é bidireccional.

Para formalizar e analisar o impacto do investimento público no investimento privado e no crescimento económico, diversos autores utilizam um modelo de uma só equação, no contexto da teoria neoclássica da produção. A função produção é apenas modificada de forma a separar os efeitos dos dois investimentos.

Considerando o investimento público como uma variável isolada na função produção, um acréscimo no investimento público pode dar origem a três efeitos. Primeiro, se o investimento público for produtivo e complementar ao investimento privado, então o seu aumento dará directamente origem a um aumento no produto. De uma forma indirecta, dará origem a um aumento no investimento privado e no produto ao aumentar a produtividade marginal do capital privado em relação às taxas de juro reais. Segundo, se o investimento público e privado forem substitutos, então um aumento no investimento público gera um efeito directo e positivo no produto, mas gera também um efeito indirecto negativo que pode até ultrapassar o primeiro. Por último, se o investimento público e o investimento privado são independentes, então um aumento no investimento público gera um efeito positivo e directo no produto. Assim, de acordo com a teoria neoclássica um aumento no investimento público tem um efeito ambíguo no investimento privado.

Os tradicionais modelos macro-económicos Keynesianos não analisam os diferentes possíveis impactos das várias formas de gastos públicos. Aliás, uma alteração na acumulação privada de capital, nestes modelos, seria mais provavelmente derivada da maneira como o Governo escolhesse ser financiado do que da composição dos

próprios gastos. Se o Governo se endividar para adquirir bens e serviços, fará subir as taxas de juros, e portanto provoca *crowding out* no investimento privado⁴.

KHAN e REINHART (1990), entre outros autores, especificaram da seguinte forma o modelo de crescimento no contexto neoclássico de Solow. Tomando como ponto de partida a função produção agregada que relaciona o produto com os factores *input* e uma variável referida como produtividade total dos factores:

$$y = A f(K, L, Z) \quad (1)$$

em que y é o nível do produto, K é o *stock* do capital, L é a força de trabalho e Z é um vector que inclui outros factores que afectam o crescimento. A variável A mede o factor produtividade, que é normalmente assumido como crescendo a uma taxa exógena constante. Assume-se que os sinais das derivadas parciais de y em relação aos argumentos em $f(\cdot)$, bem como A , são positivos. Exprimindo a equação em termos de crescimento:

$$dy/y = [A \cdot \delta y / \delta K] dK/y + [A \cdot \delta y / \delta L \cdot L/y] dL/L + [A \cdot \delta y / \delta Z \cdot Z/y] dZ/Z + dA/A$$

que para efeitos de estimação pode ser escrita como:

$$\Delta y/y_{-1} = a_0 + a_1 \Delta K/K_{-1} + a_2 \Delta L/L_{-1} + a_3 \Delta Z/Z_{-1} \quad (2)$$

assume-se, que o termo constante (a_0) capta o crescimento na produtividade; a_1 é a produtividade marginal do capital; a_2 é a elasticidade do produto em relação ao trabalho; a_3 é a elasticidade do produto em relação aos outros factores.

Na literatura foram já propostas diversas variantes da equação (2) consoante a determinante do crescimento em estudo, mas a natureza essencial do modelo mantém-se a mesma.

Este modelo não nos explica nada dos efeitos independentes do investimento público e do investimento privado no crescimento, uma vez que os efeitos estão combinados numa só variável de investimento total. Assim, não é possível determinar se um acréscimo no investimento privado igualado por um corte no investimento público será benéfico ou prejudicial ao crescimento do produto, pois com uma só variável do investimento essa alteração deixaria o total do investimento inalterado e não afectaria o crescimento. Para se poder então testar se o investimento público e o

⁴ ASCHAUER (1989b) p.175.

investimento privado têm impactos diferentes no crescimento, separa-se em duas a variável investimento e rescreve-se a equação (2):

$$\Delta y/y_{-1} = \beta_0 + \beta_1 I^p/y_{-1} + \beta_2 I^g/y_{-1} + \beta_3 \Delta L/L_{-1} + \beta_4 \Delta Z/Z_{-1} \quad (3)$$

onde I^p e I^g são o investimento privado e o investimento público, $I^p + I^g = I$.

Se os efeitos do investimento privado e do investimento público no crescimento forem os mesmos, então isso significa que as respectivas produtividades marginais são iguais, $\beta_1 = \beta_2$. Por outro lado, se no limite, o investimento privado for mais eficiente e mais produtivo que o investimento público, então será de esperar que $\beta_1 > \beta_2$.

Em países em vias de desenvolvimento a questão de como reage o investimento privado a mudanças nas políticas governamentais, é da maior importância, não só para seleccionar estratégias de desenvolvimento de longo prazo, mas também para implementar programas de estabilização de curto prazo. Por outro lado, normalmente nestes países a necessidade de infra-estruturas é maior do que nos países industrializados e o investimento público tende a representar uma grande parte do investimento total, pelo que se torna relevante avaliar se existe ou não *crowding out*. Em países em vias de desenvolvimento o investimento público chega a atingir quase 50% do investimento total, enquanto que em países industrializados esta percentagem não atinge os 20%⁵.

2.2 EVIDÊNCIA EMPÍRICA

Dos estudos analisados, e cujos resultados vão ser aqui abordados, alguns respeitam a análises apenas da relação entre os dois tipos de investimentos, enquanto que outros estudam também o impacto sobre o crescimento.

A causalidade entre as variáveis em análise está ainda insuficientemente documentada.

⁵ KHAN e KUMAR (1997) p.72.

ASCHAUER (1989a) analisou a produtividade nos EUA para o período 1949-1985, relacionando-a com a acumulação de capital do sector público e com os gastos governamentais em bens e serviços. Os resultados do estudo sugerem que é importante considerar os gastos públicos para explicar o declínio de produtividade. Assim, verificou que a diminuição da produtividade nos EUA foi acompanhada, ou mesmo ligeiramente precedida, de uma diminuição nas adições de estruturas não militares e equipamentos ao *stock* público. O autor conclui que, quando se avalia o papel do Governo no crescimento económico e na melhoria de produtividade, se deve atribuir um peso considerável às decisões de investimento público. Salienta ainda, que flutuações no investimento público podem ter efeitos marcantes no sector privado.

A análise de Aschauer, centrada na produção tecnológica agregada, assumia que os gastos em investimento público, provocando um aumento na taxa de retorno do capital privado, deveriam ter mais impacto no produto privado do que um aumento no consumo público. A regressão estimada define o produto como a variável dependente, e como variáveis independentes o capital privado, o trabalho, o capital público e uma constante para o nível da tecnologia. Os resultados indicaram que os níveis do capital público são significativos, e que o impacto do capital público no produto do sector privado e na produtividade é muito grande. Um aumento de 1% no stock de capital público levaria a um aumento de 0.38 a 0.56% no produto.

Quanto ao conjunto de infra-estruturas como estradas, aeroportos, saneamento, etc. (*core infrastructures*), os resultados obtidos por Aschauer indicam um coeficiente estimado muito significativo, assim pode-se dizer que elas têm um forte poder explicativo da produtividade.

Numa abordagem neoclássica à política fiscal, ASCHAUER (1989b) procurou responder às questões relacionadas com as interligações entre capital público e privado. Determinando, nomeadamente, se o investimento público provoca o efeito *crowding out* no investimento privado, e qual o impacto total dos gastos em capital público no investimento privado. A análise empírica, para os EUA no período 1953-1986, foca o efeito dos gastos públicos no investimento privado e na taxa de retorno do capital privado. As conclusões da análise empírica são que o capital público tem um substancial poder explicativo do nível de investimento privado bem como da rentabilidade média do capital privado. Assim, grandes investimentos por parte do

Governo, dada a taxa de retorno do capital, provocam *crowding out* no investimento privado quase na mesma medida, mas por outro lado também fazem aumentar a produtividade, o que leva a *crowding in* do investimento privado. Embora os dois efeitos se façam sentir, os resultados empíricos apontam para que o último seja o dominante.

Aschauer resumiu as suas conclusões da seguinte forma: num nível superficial, espera-se que um aumento no investimento público reduza o investimento privado quase no mesmo montante, à medida que o sector privado utiliza o capital público para os seus próprios desígnios e não para expandir a capacidade privada. Contudo, a um nível mais profundo, uma característica do investimento público em infra-estruturas é que complementa o capital privado na produção e distribuição dos bens e serviços privados. Assim, o investimento público pode ser encarado como aumentando o investimento privado à medida que aumenta a lucratividade do capital privado.

Na sequência deste estudo, o autor sugere que os macro-economistas podem estar errados ao considerar os efeitos da política fiscal como tendo origem apenas no lado da procura. Assim, para analisar os efeitos da política fiscal, não é suficiente considerar o nível global dos gastos governamentais, é necessário ainda distinguir entre as diferentes categorias de gastos.

MUNNELL (1990) analisou o declínio da produtividade nos EUA e, entre outras, a sua relação com o capital público, como já havia feito Aschauer cujos resultados confirmou. O coeficiente estimado de 0,31 a 0,39 implica que um aumento de 1% no capital público provoca um aumento de 0,31 a 0,39% na produtividade. Assim, a sua conclusão principal foi que o declínio da produtividade se deveu ao declínio da taxa de crescimento das infra-estruturas públicas.

Mas, segundo MUNNELL (1992) o impacto do investimento público em infra-estruturas resultante dos estudos das séries temporais como o de Aschauer, parece ser demasiado grande para ser credível. Esta crítica foi também efectuada por outros autores. Não faz sentido o investimento público ter um impacto maior no produto do sector privado, do que o investimento privado, particularmente considerando que muito do chamado investimento público é efectuada para melhorar o ambiente, e outros objectivos que não são capturados na mensuração do produto nacional. Neste estudo Munnell efectuou a mesma análise que em 1990, mas em vez de o fazer a nível nacional

fê-lo a nível estatal, tendo verificado que também neste caso, o capital público tem um impacto positivo e significativo no produto, embora a elasticidade do produto obtida tenha menos de metade do tamanho da obtida a nível nacional. Analisou ainda a relação entre investimento público e investimento privado concluindo que os dois efeitos, *crowding out* e *crowding in*, se verificam, mas que no conjunto o investimento público estimula o investimento privado.

Criticas apontadas aos resultados de Aschauer (1989) e Munnell (1990) envolvem as altas estimativas obtidas para o impacto do capital público, e o facto da taxa de retorno do capital em infra-estruturas ser superior à taxa de retorno do capital privado⁶.

A maior parte dos estudos relacionados com o investimento público debruçam-se sobretudo sobre o investimento em infra-estruturas visto este ser considerado o mais produtivo. DELONG e SUMMERS (1991) separaram os componentes do investimento e estudaram os seus impactos diferenciais no crescimento numa análise *cross section* de diversos países. Demonstraram que os países que investiram fortemente em equipamento, quando comparados com outros que o não fizeram, tiveram um crescimento mais rápido entre 1960 e 1985. Compararam o investimento em equipamento com o investimento em estruturas tanto no curto como no longo prazo, tendo concluído que um aumento no investimento em estruturas tem um impacto maior no crescimento a longo prazo, do que um aumento no investimento em equipamento.

EASTERLY e REBELO (1993) numa análise *cross section* utilizando dados de 100 países para o período 1970-88, concluíram que o investimento público em transportes e comunicações está positivamente correlacionado com o crescimento, no entanto não está correlacionado com o investimento privado, sugerindo assim, que o aumento do crescimento é devido ao aumento do retorno do investimento privado, e não ao aumento do próprio investimento privado. Concluíram ainda, que o investimento público total está negativamente correlacionado com o investimento privado. Os autores salientam que os resultados obtidos não excluem a hipótese de que a associação entre

⁶ GRAMLICH (1994) p.1187.

investimento público e crescimento seja devida a uma relação de causa inversa, ou seja, o investimento público pode simplesmente ser maior em épocas de expansão. No entanto, a possibilidade de causa inversa é contrariada pelo facto de apenas o investimento público em transportes e comunicações estar robustamente correlacionado com o crescimento. Se a direcção de causa fosse do crescimento para o investimento público, seria de esperar que todos os tipos de investimento estivessem associados ao crescimento.

ERENBURG (1993) investigou os efeitos do investimento público no investimento privado, usando um modelo de expectativas racionais, para testar se os gastos de capital do Governo fazem aumentar, diminuir, ou se não têm qualquer efeito nos gastos de capital privados.

Este modelo analisa o comportamento do investimento do sector privado, isto é, se os agentes privados anteciparem um aumento (diminuição) na produtividade do capital privado devido a um aumento (diminuição) nos gastos de capital público, então o investimento privado aumentará (diminuirá). O autor examinou ainda, os efeitos do déficit governamental no investimento privado.

Os resultados obtidos demonstraram que existe uma correlação positiva e estatisticamente significativa entre o investimento público e o investimento privado, confirmando a asserção de que a política pública tem efeitos permanentes no produto real. Assim, aumentos esperados no investimento público provocam um aumento no investimento privado. Quanto à relação entre déficit governamental e investimento privado, esta é positiva mas não é estatisticamente significativa.

RAMIREZ (1996) analisou o investimento público e o investimento privado no México para o período 1950-1991 e no Chile para 1960-1991. Baseou a sua análise na função produção neoclássica na qual, à semelhança de outros autores, separou o capital em público e privado. Mas como nem o México nem o Chile dispõem de estimativas consistentes para o investimento público e para o investimento privado, a directa estimação da função produção não era possível. Investigadores neste campo têm contornado este problema estimando uma função produção dinâmica que define as variáveis relevantes em termos de percentagens de taxas de crescimento. Desta forma é possível criar aproximações para as percentagens de taxas de crescimento nos *stocks* de

capital públicos e privados. A função produção é então diferenciada em relação ao tempo e ambos os membros da equação divididos pelo PIB. Por sua vez o lado direito da equação é dividido e multiplicado pelos factores trabalho, capital privado, capital público e outras variáveis relevantes para os países em causa. Desta forma obtém-se uma formulação simples e geral do modelo de crescimento linear.

Os resultados empíricos obtidos pelo autor indicam que o investimento público em infra-estruturas sociais e económicas tende a complementar o investimento privado no sentido que aumenta a sua produtividade marginal. Os resultados também permitem concluir que quer o investimento público, quer o investimento privado têm um efeito positivo e significativo na taxa de crescimento da produtividade dos dois países em estudo, mas o efeito do investimento privado é significativamente menor do que o efeito do investimento público.

O debate se o capital público é produtivo tem-se centrado na dimensão da elasticidade do produto em relação ao capital público, estimada no contexto duma função produção estática que relaciona o trabalho, o capital público e o capital privado com o produto. Se esta elasticidade é zero, diz-se que o capital público não tem nenhum efeito no produto. Se a elasticidade é estatisticamente maior que zero, então diz-se que o capital público afecta positivamente o produto, ou seja é produtivo. Assim, está implícito que o capital público é uma variável exógena que não é afectada pelas variáveis do sector privado, e os efeitos do capital público são medidos assumindo que os níveis dos *inputs* privados não são afectados pela formação de capital público. PEREIRA e FRUTOS (1996) argumentam que as elasticidades do produto em relação ao capital público obtidas a partir de uma só equação, não são adequadas para responder à questão se o capital público é produtivo, porque excluem a presença de *feedback* entre o capital público e o comportamento do sector privado. Para além dos efeitos directos e indirectos do capital público no capital privado já citados na literatura, os autores argumentam que a evolução do produto privado e dos *inputs* privados também afecta a formação do capital público. O produto privado em crescimento fornece uma base para impostos também em crescimento, e assim potencia um maior investimento público. Assim, existe a possibilidade de causalidade inversa, isto é, a evolução do sector privado levar à evolução da formação do capital público.

O modelo apresentado pelos autores é um modelo multivariado de séries temporais, que não impõe à *priori* restrições nas relações dinâmicas entre as diferentes variáveis e portanto permite *feedback* entre elas. O modelo assume dois sectores na economia, o sector privado e o público e considera as mesmas variáveis que os outros modelos existentes na literatura, ou seja, produto, trabalho, capital privado e capital público. Aplicaram o modelo a dados dos EUA para o período 1956-1989. Os resultados sugerem que o capital público tem um efeito positivo no produto privado a longo prazo, bem como na formação do capital privado e no trabalho. Concluíram então, que o capital público é produtivo. Os resultados obtidos indicam, no entanto, um efeito menor do que o indicado por Aschauer (1989a). Concluíram ainda que o capital público provoca *crowding in* no capital privado tanto no curto como no longo prazo.

PEREIRA e MORIN (1996) investigaram o papel do investimento público no comportamento do sector privado utilizando um modelo de séries temporais no mesmo contexto que PEREIRA e FRUTOS (1996). Os dados são de onze países da OCDE e referem-se a períodos diferentes mas todos entre 1960 e 1989. Os resultados indicam que, (i) para a maior parte dos países em estudo o investimento público provoca *crowding in* no investimento privado a longo prazo, isto é o investimento público e o investimento privado são complementares; (ii) o investimento público afecta positivamente o produto privado e o crescimento da produtividade do trabalho em todos os países; (iii) os efeitos indirectos do investimento público são importantes para a compreensão das diferenças nas elasticidades do produto entre os países. Os países que demonstram efeitos indirectos altamente negativos são aqueles que obtêm os menores efeitos totais do investimento público no produto; (iv) existe uma forte correlação *cross-country* entre o PIB e a elasticidade do produto em relação ao investimento público (negativa), e entre o PIB per capita e a elasticidade do produto em relação ao investimento público (positiva). Não existe essa correlação quando se considera a elasticidade do produto em relação ao investimento privado.

NAZMI e RAMIREZ (1997) consideraram uma função de produção neoclássica (variante do modelo de crescimento de Solow), em que separaram o investimento em público e privado de modo a poder analisar os seus efeitos no crescimento económico. Adicionalmente, consideraram uma segunda equação para captar o impacto do

investimento público no investimento privado. Concluíram que: (i) o investimento público tem um impacto positivo e significativo no crescimento económico do México para o período 1950-1990; (ii) não existe distinção estatisticamente significativa entre as contribuições do investimento público e do investimento privado no crescimento económico, isto é, têm efeitos idênticos; (iii) o investimento público tem um impacto directo e negativo no investimento privado, ou seja provoca o efeito *crowding out*.

ARGIMÓN, GONZÁLEZ e ROLDÁN (1997) estudaram as relações entre gastos públicos e investimento privado utilizando dados para o período 1979-88 de 14 países da OCDE. Os resultados obtidos indicam que o investimento público tem um efeito *crowding in* no investimento privado através do impacto positivo das infra-estruturas na produtividade do investimento privado. Por outro lado, o consumo público provoca *crowding out* no investimento privado. Assim o investimento privado é afectado pela própria composição dos gastos públicos. Isto é, para um dado nível de gastos públicos, a percentagem do consumo público no total dos gastos públicos tende a estar negativamente correlacionada com o nível do investimento privado. Então, reduções no déficit governamental através de cortes no investimento público, podem ser contraproducentes com a acumulação do capital privado e com as perspectivas de crescimento.

CROWDER e HIMARIOS (1997) utilizando técnicas de cointegração, estudaram as relações entre o produto, o capital público e o capital privado para os EUA no período pós Guerra. Concluíram que são cointegradas, ou seja, existe um equilíbrio de longo prazo ou uma relação de *steady state*, entre o produto, o capital público e o capital privado. Estimaram ainda as elasticidades do produto, e verificaram que o capital público é ligeiramente mais produtivo que o capital privado. Embora as elasticidades estimadas sejam menores, os resultados são consistentes com os obtidos por Aschauer no que diz respeito à importância do capital público.

O modelo teórico desenvolvido por FISHER e TURNOVSKY (1998) analisa o impacto dos gastos públicos em infra-estruturas no capital privado, incorporando, e dando especial relevo, à questão da "congestão". Normalmente o capital público é considerado como um bem público puro, neste caso foi considerado como um bem

durável sujeito a “congestão”, pelo que é importante que esta seja tida em conta quando se mede a relação entre a formação de capital público e privado. Os resultados obtidos pelos autores realçaram a existência de uma troca (*tradeoff*) importante entre o grau de congestão, e o grau de substituição entre o capital privado e o capital público na produção. A análise efectuada contemplou ainda duas hipóteses de financiamento do Governo, uma recorrendo a endividamento e outra aumentando o imposto sobre o rendimento.

O efeito de um aumento permanente, não antecipado, do investimento público na dinâmica de formação do capital privado, no longo prazo, depende dos três factores analisados pelos autores: (i) da interacção entre o capital público e o privado na produção; (ii) do grau de congestão associado ao capital público, e (iii) do modo de financiamento. Assim, não existindo congestão, um aumento do capital público leva a um aumento do capital privado se, e só se, os dois forem complementares na produção. Se existir congestão, o resultado envolve um *tradeoff* entre o grau de congestão, e o grau de substituição entre o capital privado e o capital público na produção. Quanto maior o grau de congestão, maior terá de ser a elasticidade de substituição para o capital privado aumentar. No que respeita ao financiamento do investimento público, se este for através de imposto sobre o rendimento será menos expansionista do que o recurso ao endividamento.

A maior parte dos estudos sobre este tema baseiam-se num modelo de uma equação, normalmente uma função Cobb-Douglas, em que o capital público entra como um *input* para além do capital privado e do trabalho. Assim, o debate sobre se o capital público é ou não produtivo, tem incidido sobre a dimensão da elasticidade do produto em relação ao capital público. FRUTOS, DÍEZ e AMARAL (1998), à semelhança de PEREIRA e FRUTOS (1996), argumentaram que as dimensões das elasticidades obtidas a partir da estimação de uma só equação podem ser enganadoras uma vez que essa abordagem considera apenas uma das quatro relações dinâmicas que podem existir entre as quatro variáveis básicas da função produção, e portanto, exclui a presença provável de *feedback* entre as variáveis. Se existir *feedback* entre as variáveis, a dimensão estimada da elasticidade do produto em relação ao capital público, será apenas uma parte do efeito total do capital público no produto. O capital público pode afectar o produto directamente, como um *input* da função produção, ou indirectamente

através do capital e do trabalho. Mas o produto também pode afectar o trabalho, o capital público e o privado. Por último o trabalho e o capital privado podem afectar a formação de capital público. Então, o efeito total do capital público no produto será o resultado não só do efeito directo, mas também dos vários efeitos indirectos. Para além da consideração dos diversos efeitos, é necessário ter em conta que eles podem não ser instantâneos, e portanto o efeito total só é conseguido após alguns períodos.

Utilizando dados da economia Espanhola para o período 1964-92, analisaram os efeitos do investimento público em infra-estruturas no produto, no emprego e no *stock* de capital privado. Os resultados obtidos levaram à conclusão que a formação do capital público afecta as variáveis do sector privado, e que os valores passados das variáveis do sector privado também afectam o nível corrente do *stock* de capital público. Concluíram ainda, que a resposta das variáveis do sector privado a um aumento no *stock* de capital público é positiva mas lenta, excepto no caso do emprego em que a resposta é instantânea.

O investimento público, o investimento privado e os efeitos que causam no crescimento reveste-se de particular importância nos países em via de desenvolvimento. Os estudos que se seguem são de autores que analisaram esta questão para esses países.

BLEJER e KHAN (1984) estudaram o papel da política governamental, a relação entre os principais instrumentos dessa política e o investimento privado em países em via de desenvolvimento. Nestes países o investimento público representa uma grande parte do investimento total e a possível existência de *crowding out* torna-se especialmente importante. A separação do investimento público em investimento relacionado com o desenvolvimento das infra-estruturas e outros tipos de investimento, foi outra das vertentes deste estudo, visto teoricamente os dois tipos de investimento terem efeitos diferentes no investimento privado. No entanto, os dados disponíveis não permitiram fazer essa distinção, pelo que consideraram que a tendência (*trend*) do investimento público representa a componente das infra-estruturas ou de longo prazo, pois o outro tipo de investimento é de fácil implementação e alteração no curto prazo.

Na distinção dos tipos de investimento utilizaram uma abordagem alternativa baseada na expectativa gerada pelo investimento público. Um investimento público

esperado exerceria um efeito positivo no investimento privado, enquanto que um investimento público inesperado já teria um efeito incerto.

O modelo, uma variante do modelo acelerador flexível, foi estimado para 24 países em vias de desenvolvimento para o período 1971-79. Os resultados obtidos indicam que :

(i) Em relação aos recursos financeiros, um aumento do crédito bancário ao sector privado tem um efeito positivo e estatisticamente significativo no investimento privado; se a quantidade global de recursos financeiros for fixa, então qualquer tentativa por parte do Governo para aumentar a sua parte de financiamento às custas do sector privado resultará em *crowding out* e num declínio do investimento privado. Como nos países em vias de desenvolvimento o principal instrumento da política monetária é o controlo sobre o crédito interno do sistema bancário, estes resultados são importantes para a definição da política monetária.

(ii) O efeito do investimento público total no investimento privado é pequeno e não é estatisticamente significativo, no entanto, alterações no investimento público têm um efeito negativo no investimento privado. Assim, pode-se dizer que não é o nível do investimento público que causa *crowding out* no investimento privado, mas sim uma alteração nesse nível, pois tem um forte impacto negativo no investimento privado.

(iii) A distinção dos tipos de investimento público confirma a hipótese de que o investimento público em infra-estruturas é complementar ao investimento privado, enquanto os outros tipos de investimento tendem a ser substitutos. O mesmo acontece para a distinção investimento público esperado e o não esperado. O primeiro faz aumentar o investimento privado enquanto que o segundo tem efeitos adversos no investimento privado.

KHAN e REINHART (1990) baseando-se no modelo neoclássico de Solow, formularam um modelo simples de crescimento de forma a separar os efeitos do investimento público e privado. Utilizaram dados da década 70 para uma amostra de 24 países em desenvolvimento. As conclusões deste estudo foram que os efeitos directos do investimento privado no crescimento da economia são positivos, e excedem em larga medida os efeitos directos do investimento público. Assim, os autores suportam empiricamente a afirmação que o investimento privado deve ser favorecido nas estratégias de desenvolvimento económico. Mas, os autores alertam que este estudo

incidiu apenas sobre os efeitos directos, e portanto é bem possível que existam efeitos indirectos do investimento público sobre o crescimento económico. Um exemplo de um efeito indirecto é se existir complementaridade entre o investimento público e o investimento privado. Neste caso o investimento público pode ter uma forte influência na produtividade do investimento privado e portanto contribuir para o crescimento económico. Por outro lado o efeito indirecto do investimento público pode ser negativo via *crowding out*.

KHAN e KUMAR (1997) analisaram o impacto do investimento público e do investimento privado no crescimento económico. A sua análise empírica, de um conjunto de observações de 95 países em desenvolvimento entre 1970-1990, utiliza o modelo neoclássico de Solow separando o investimento em público e privado. Concluíram que existe uma grande diferença entre o impacto do investimento público e do investimento privado no crescimento económico, sendo o impacto provocado pelo investimento privado muito maior, especialmente durante a década de 80. Analisaram ainda as taxas de retorno dos dois investimentos tendo encontrado um valor superior para o investimento privado que além disso, aparentava aumentar ao longo do tempo.

Os seus resultados confirmaram a teoria neoclássica quanto à importância do investimento, mas salientam que é importante que se faça a distinção entre os papéis desempenhados pelos investimento público e investimento privado. A evidência apresentada sugere também, que é necessário melhorar a produtividade do investimento público identificando rigorosamente os tipos de investimentos que terão taxas de retorno positivas, e que ao mesmo tempo sejam complementares ao investimento privado.

ODEKUN (1997) utilizou dados de 48 países em vias de desenvolvimento para o período 1970-1990 para investigar os efeitos de curto e longo prazo do investimento público no crescimento económico e posterior comparação com os do investimento privado. Os resultados indicam que o investimento público em infra-estruturas facilita o investimento privado, especialmente no longo prazo. Também promove o crescimento, enquanto que o investimento público que não é em infra-estruturas, provoca o efeito contrário. Os efeitos do investimento público total no crescimento e no investimento privado, são muito mais positivos no longo prazo do que no curto prazo.

A comparação dos efeitos provocados pelo investimento público e pelo investimento privado indica que, no curto prazo o investimento privado provoca um maior crescimento do que o investimento público, mas que no prazo mais longo acontece o contrário. Então, para todo o período considerado, não existe uma diferença relevante entre o efeito provocado pelos dois investimentos.

Considerando apenas o investimento público em infra-estruturas, as conclusões já são diferentes, pois este tipo de investimento público é mais produtivo do que o investimento privado para todo o horizonte de tempo considerado. O restante investimento público, pelo contrário, é menos produtivo que o investimento privado.

Quanto à análise dos efeitos do investimento público no investimento privado, o autor conclui que o investimento público provoca de certa forma *crowding out* no investimento privado em todo o horizonte temporal. O investimento público em infra-estruturas inicialmente provoca *crowding out* no investimento privado enquanto que o restante investimento público provoca *crowding in*. Mas no longo prazo acontece o contrário dos efeitos iniciais.

RAM (1996) compara as produtividades relativas do investimento público e do investimento privado em países menos desenvolvidos estimando modelos de crescimento baseados no tipo de modelo de Solow. Este estudo é uma extensão do de KHAN e REINHART (1990), incluindo um maior número de países (de 24 para 53 países), durante um período maior (de 1970-1979 para 1970-1990), e utilizando dados sobre o crescimento da força de trabalho em vez do crescimento da população.

As conclusões variam consoante a década considerada. Nos anos 70, e confirmando as conclusões de Khan e Reinhart, o investimento privado aparenta ser bastante mais produtivo que o investimento público, enquanto que nos anos 80 acontece o contrário, o investimento público aparenta ser mais produtivo na maior parte dos casos. Considerando as duas décadas, a diferença entre as produtividades dos dois investimentos não é grande, mas o parâmetro do investimento público é ligeiramente maior.

Por fim, os estudos que se debruçaram especificamente sobre a existência de relações de causalidade entre as variáveis em análise.

RAMIREZ (1994) verificou que o investimento público causa, no sentido de Granger, o investimento privado no México. Utilizando um modelo do acelerador do investimento, concluiu que o investimento público teve um efeito positivo e significativo no investimento privado.

ERENBURG e WOHAR (1995) analisaram a existência de causalidade entre o investimento público e o investimento privado nos EUA para o período 1954-89 utilizando o teste de Granger. Concluíram que existe causalidade bidireccional.

GHALI (1998a) utilizou as técnicas de cointegração e de causalidade para investigar os efeitos de longo prazo do investimento público no investimento privado e no crescimento económico da Tunísia para o período 1963-1993. As variáveis utilizadas foram o PIB, o investimento público e o investimento privado. Concluiu que o investimento público, no longo prazo, tem um impacto negativo no investimento privado e no crescimento económico, e no curto prazo, tem também um impacto negativo no investimento privado mas já não tem qualquer impacto no crescimento económico. Quanto a relações de causalidade, elas não existem do investimento público para o crescimento económico, mas existem do investimento público para o investimento privado.

STURM (1998) investigou as relações entre o investimento público⁷ e o investimento privado para a Holanda isoladamente no período 1954-1990, e para 22 países da OCDE no período 1980-1992.

Os seus resultados indicaram a existência de uma relação positiva entre o investimento público e o investimento privado na Holanda, tendo confirmado a hipótese de complementaridade entre os dois investimentos, mas não confirmaram a existência de uma relação de causalidade entre as variáveis. No entanto, quando reduziu o período em análise até ao ano de 1984 (ano em que as duas séries se afastam duma tendência comum e o investimento privado aumenta muito mais), já encontrou uma relação de

⁷ STURM não incluiu o sector empresarial do Estado no investimento público mas sim no investimento privado.

causalidade tendo concluído que o investimento público causa, no sentido de Granger, o investimento privado.

A análise aos 22 países da OCDE (um dos quais Portugal), revelou que existe uma relação positiva entre o investimento público e o investimento privado, tendo concluído que eles são complementares na maior parte dos países. Contudo, e ao contrário dos resultados na Holanda, a direcção de causalidade é a oposta, isto é, o investimento privado causa, no sentido de Granger, o investimento público. Assim, o autor conclui que nestes países o investimento público segue o investimento privado.

No início da secção anterior foi dito que este tema se divide em três questões relacionadas e uma quarta questão quanto à direcção da causalidade, caso ela exista. Na presente secção tentou-se responder a essas questões apresentando evidência de alguns estudos analisados, cujos resultados foram aqui abordados.

Assim, e para responder à questão se o investimento público provoca *crowding out* ou *crowding in* no investimento privado, foi encontrada evidência nos dois casos, embora sejam bastante mais numerosos os estudos que concluem que o efeito provocado é *crowding in*. Nomeadamente os estudos de ASCHAUER (1989b), MUNNELL (1992), ARGIMÓN, GONZÁLEZ e ROLDÁN (1997), ERENBURG (1993), FRUTOS, DÍEZ e AMARAL (1998), PEREIRA e FRUTOS (1996), PEREIRA e MORIN (1996), RAMIREZ (1994), BLEJER e KHAN (1984), ODEKUN (1997) concluem que existe *crowding in*, embora no caso do estudo de ODEKUN esse efeito só aconteça no longo prazo, pois no curto prazo acontece o contrário e para BLEJER e KHAN apenas no investimento público em infra-estruturas. Os estudos que concluem que o efeito é *crowding out* são os de GHALI (1998), NAZMI e RAMIREZ (1997), ODEKUN (1997) para o curto prazo, e ainda BLEJER e KHAN (1984) considerando o investimento público total.

Quanto à questão se o investimento público é mais ou menos produtivo que o investimento privado, os resultados dividem-se. ASCHAUER (1989a), MUNNELL (1990) (1992), CROWDER e HIMARIOS (1997), RAMIREZ (1996), RATI (1996) e ODEKUN (1997) concluem que o investimento público é mais produtivo que o

investimento privado, no entanto no caso do estudo de RATI isso só acontece na década de 80, e no caso do estudo de ODEKUN só para o investimento público em infra-estruturas. Os resultados a favor da maior produtividade do investimento privado são os de KHAN e REINHART (1990), KHAN e KUMAR (1997), RATI (1996) e ODEKUN (1997) sendo no estudo de RATI a conclusão apenas para a década de 70 e no caso de ODEKUN para o restante investimento público que não em infra-estruturas. Com resultados que consideram os dois investimentos igualmente produtivos, NAZMI e RAMIREZ (1997) e RATI (1996) quando considera o período total em análise (década de 70 mais a década de 80).

A questão se o investimento público tem um impacto positivo no crescimento não deixa lugar a dúvidas pois só um estudo, o de GHALI (1998a), é que considera que o impacto é negativo, mas apenas no longo prazo, pois no curto prazo o impacto é nulo. ASCHAUER (1989a), MUNNELL (1990) (1992), CROWDER e HIMARIOS (1997), RAMIREZ (1996), NAZMI e RAMIREZ (1997), ODEKUN (1997), PEREIRA e FRUTOS (1996), PEREIRA e MORIN (1996) consideram que o impacto do investimento público no crescimento é positivo.

Por fim a questão da causalidade no sentido de Granger. Para RAMIREZ (1994), ERENBURG e WOHAR (1995), GHALI (1998a) e STURM (1998) na sua análise da Holanda, o investimento público causa o investimento privado. Mas a análise de STURM (1998) a 22 países da OCDE revela o contrário, que o investimento privado é que causa o investimento público.

O investimento público não causa o crescimento para GHALI (1998a).

Como nota final, é de salientar que todos os estudos que consideram o investimento privado mais produtivo do que o investimento público se referem a estudos de países em vias de desenvolvimento.

CAPÍTULO III – METODOLOGIA

As séries temporais são um dos tipos de informação mais utilizadas nas análises empíricas, e como tal é necessário estudar em detalhe a informação nomeadamente quanto à estacionariedade da série temporal. O trabalho empírico baseado em séries temporais pressupõe que estas sejam estacionárias.

Testar a causalidade entre duas variáveis, no sentido de Granger, só é possível se ambas as variáveis forem estacionárias, ou então se forem cointegradas.

Assim, este capítulo é dividido em três partes cobrindo a estacionariedade das séries, a cointegração e por fim a causalidade.

3.1 ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES

Quando se desenvolve um modelo para uma série temporal, é necessário saber se o processo estocástico subjacente à série pode ser considerado como invariável no que respeita ao tempo. Se as características do processo estocástico se alteram ao longo do tempo, então o processo é não estacionário, e será difícil representar a série ao longo de intervalos de tempo, quer passados quer futuros, utilizando um simples modelo algébrico. Se, pelo contrário, o processo estocástico é fixo ao longo do tempo, é estacionário, então é possível construir um modelo para o processo através de uma equação com coeficientes fixos estimados a partir de dados passados.

Uma série diz-se estacionária se a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos só depende do intervalo entre os dois períodos de tempo e não do momento em que foi calculada a covariância.

As séries macroeconómicas são, em geral, não estacionárias, exibindo uma tendência ao longo do tempo para se afastarem da sua posição inicial⁸. A tendência representa a componente secular das séries, não estacionária e que obedece a um padrão de evolução que se mantém ao longo de grandes períodos de tempo.

⁸ NELSON e PLOSSER (1982) usando os testes de Dickey-Fuller, evidenciaram a existência de raízes unitárias na generalidade das séries macroeconómicas.

3.1.1 PROCESSOS ESTOCÁSTICOS ESTACIONÁRIOS NA TENDÊNCIA E ESTACIONÁRIOS NAS DIFERENÇAS

A análise econométrica tradicional assume que a generalidade das séries temporais macro-económicas segue uma tendência temporal determinística, ou seja, a tendência é perfeitamente previsível e não variável. Nestes casos o procedimento adequado na especificação e estimação dos modelos com séries não estacionárias seria a inclusão duma tendência temporal na equação ou modelo a estimar, ou alternativamente efectuar previamente a regressão das séries contra uma tendência temporal. Se pelo contrário a tendência for estocástica, então a própria linha que representa a tendência vai variando de uma forma aleatória, não sendo possível representar a sua evolução de uma forma linear.

Para STOCK e WATSON (1988) a tendência temporal determinística linear varia, aumentando a uma taxa fixa em cada período. A tendência estocástica, por contraste, aumenta a uma taxa fixa *em média*, podendo no entanto, em qualquer período, ocorrer uma alteração na tendência que se desviará da sua média.

No seu caso mais simples a tendência estocástica seria um passeio aleatório (*random walk*), com uma tendência não nula em média (*drift*). Do ponto de vista da previsão, a característica principal do passeio aleatório é que, devido ao seu crescimento aleatório, previsões nos seus níveis serão incertas. Esta incerteza aumentará à medida que o horizonte de previsão se alarga. O passeio aleatório é representável pela expressão:

$$X_t = \mu + X_{t-1} + e_t \quad \Leftrightarrow \quad X_t - X_{t-1} = \mu + e_t \quad (1)$$

em que e_t tem média zero e variância σ^2 e é serialmente não correlacionado, ou seja, e_t é não correlacionado com e_s para $s \neq t$, por isso não se podem efectuar previsões usando valores passados de X_t . A *drift* no passeio aleatório é representada por μ e é o acréscimo previsto em média para X_t em cada período.

A presença de uma variável tendência numa série temporal pode levar a conclusões erradas quando se usam as convencionais técnicas econométricas. Analistas

de séries temporais concluíram que análises de regressão aplicadas a séries com variáveis tendência podem induzir em erro, podendo em alguns casos resultar em previsões totalmente erradas, e noutros casos levar a conclusões falsas sobre o funcionamento da economia.

Em regressões de séries temporais a variável tempo ou tendência, é muitas vezes incluída para evitar o problema da correlação *espúria*. As séries temporais económicas tendem a mover-se na mesma direcção devido a uma tendência comum a todas elas. Assim, é frequente observar um R^2 muito elevado que não significa uma verdadeira relação entre as variáveis, mas apenas a existência de uma tendência comum. Para evitar esta situação é comum efectuar-se a regressão incluindo a variável t pois esta remove o efeito tendência. Alguns autores defendem que a prática descrita para a remoção da tendência apenas é eficaz se a tendência for determinística e não estocástica.

GRANGER e NEWBOLD (1974) no seu estudo sobre regressões *espúrias*, concluíram que se uma equação de regressão, relacionando variáveis económicas, exhibe resíduos fortemente autocorrelacionados, equivalente a um baixo valor para o teste Durbin-Watson, a única conclusão que se pode retirar é que a equação está mal especificada, qualquer que seja o valor R^2 observado. Recomendaram então, que nestes casos se trabalhe com as primeiras diferenças das variáveis que aparentem ser altamente autocorrelacionadas, embora acrescentem que isso poderá não resolver o problema, mas que certamente melhorará a interpretação dos coeficientes.

NELSON e PLOSSER (1982) salientaram a importância de determinar se uma série é não estacionária estocasticamente e formalizaram as duas hipóteses de estacionariedade das séries, a hipótese de serem estacionárias na tendência (*trend stationary* – TS), ou estacionárias nas diferenças (*difference stationary* – DS).

Se na regressão

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \quad (2)$$

onde β_1 e β_2 são constantes e t representa o tempo, u_t for de facto estacionário, com média zero e variância σ^2 , então a expressão (2) representa um processo estacionário na tendência (TS). Se se subtrair a tendência (i.e., $\beta_1 + \beta_2 t$) à equação (2), o resultado é um processo estacionário.

Se y_t for gerado como

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + u_t \quad (3)$$

onde α é uma constante e u_t é estacionário, com média zero e variância σ^2 , então o processo é estacionário nas diferenças (DS). O número de vezes que uma série é diferenciada para se tornar estacionária é a ordem de integração da série, e representa-se por $I(d)$.

Os processos TS seguem uma tendência temporal determinística linear, sendo os desvios da série em relação a essa linha, estacionários e, portanto com valor esperado igual a zero. Em termos de previsão de valores futuros da série, estes serão os indicados pela própria linha da tendência. A diferenciação destes processos, sendo estacionários, não é adequada, devendo-se optar por uma regressão contra a variável tempo para estimar regressões com os níveis das séries.

Os processos DS exibem uma raiz unitária e seguem uma tendência temporal não determinística mas sim aleatória o que torna difícil efectuar previsões para valores futuros da série. Quanto à transformação da série para a tornar estacionária, a diferenciação será nestes casos o melhor processo.

Em termos de previsões de longo prazo um processo TS será mais fiável do que um processo DS. A presença de uma tendência não determinística ou estocástica (processo DS) implica que uma flutuação na série, como resultado de um choque ou inovação, terá efeitos que persistirão indefinidamente afectando o valor futuro previsível da série, ou seja os seus efeitos serão permanentes. Pelo contrário um choque sobre uma série TS terá efeitos transitórios, retomando a série a sua linha de tendência após alguns períodos.

São raras as séries temporais que na realidade são estacionárias, no entanto uma grande parte delas tornam-se estacionárias quando diferenciadas uma ou mais vezes. De acordo com BOX e JENKINS (1970) a transformação adequada para tornar as séries estacionárias será a sua diferenciação, estando implícito que a tendência das séries é então estocástica e não determinística. Os modelos por eles propostos, baseiam-se na própria história da série temporal para efectuar previsões. Box e Jenkins referem-se às variáveis integradas com componentes autorregressivos ou de médias móveis, como

modelos ARIMA (p,d,q), em que p seria o número de coeficientes autorregressivos, q o número de coeficientes de médias móveis e d o número de diferenças necessário para estacionarizar a série. Para análise da não estacionariedade das séries, Box e Jenkins basearam-se nas respectivas funções autocorrelação e autocorrelação parcial.

Embora, normalmente, seja impossível obter uma descrição completa dum processo estocástico, a Função Autocorrelação (ACF) é muito útil para conseguir uma descrição parcial do processo que permita a construção de um modelo. A ACF fornece a medida da correlação existente entre observações consecutivas duma série.

Um teste simples para determinar se um processo estocástico é estacionário, é baseado na análise da Função Autocorrelação (ACF). A ACF no *Lag* k, denominada ρ_k , é definida como:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

$$\rho_k = \frac{\text{covariância no Lag } k}{\text{variância}}$$

Na prática, como apenas se dispõe de uma amostra do processo estocástico, determina-se a função autocorrelação amostral $\hat{\rho}_k$ calculando primeiro a covariância da amostra no Lag k, $\hat{\gamma}_k$ e a variância amostral, $\hat{\gamma}_0$ que são definidas como:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{n}$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (y_t - \bar{y})^2}{n}$$

onde n é o tamanho da amostra e $\bar{y}$ é a média simples.

Assim a Função Autocorrelação amostral é:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$$

Ao analisar o correlograma é possível então saber-se se uma série é ou não estacionária. Se para os Lags iniciais os valores das autocorrelações forem elevados e só diminuem gradualmente à medida que o número de Lags aumenta, então a série temporal não é estacionária. Se, pelo contrário, o processo estocástico é puramente

aleatório, ou seja *ruído branco*, então as suas autocorrelações serão todas iguais a zero para qualquer Lag maior que zero.

Os valores obtidos para $\hat{\rho}_k$ podem ser testados quer individualmente para determinar a sua significância estatística, quer conjuntamente, para determinar se todos os coeficientes de autocorrelação são simultaneamente iguais a zero, através da estatística Q desenvolvida por Ljung-Box:

$$Q_{LB} = n(n+2) \sum_{K=1}^m (\hat{\rho}_k^2 / (n-k)) \sim \chi^2_m$$

em que n é o tamanho da amostra e m é a extensão dos *lags*.

3.1.2 TESTES DA RAIZ UNITÁRIA

Um teste alternativo de estacionariedade que se tem vindo a tornar popular é o teste da raiz unitária que foi pela primeira vez abordado por Dickey e Fuller (1979).

Considerando o seguinte modelo:

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

onde u_t é o termo estocástico do erro e segue as suposições clássicas, nomeadamente a sua média é zero, a variância é constante e é não autocorrelacionado. Este termo é também conhecido como *ruído branco*.

A equação (4) é uma regressão de primeira ordem, ou AR(1) onde se efectua a regressão do valor de y na época t em relação ao valor de y na época t-1. Se o coeficiente de y for igual a 1, então está-se perante um problema de raiz unitária, ou seja é uma situação não estacionária. Assim, se correremos a regressão

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

e obtivermos $\rho = 1$, então dizemos que a variável estocástica y_t tem uma raiz unitária⁹.

⁹ O teste de Dickey-Fuller baseia-se na existência de uma raiz unitária no máximo, Dickey e PANTULA (1987) estudaram o efeito prático do uso do teste DF na presença de raízes unitárias adicionais.

A equação (5) é muitas vezes expressa na seguinte forma alternativa

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= (\rho - 1) y_{t-1} + u_t \\ &= \delta y_{t-1} + u_t\end{aligned}\tag{6}$$

sendo $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Neste caso a hipótese nula será $\delta = 0$.

A hipótese de $\rho = 1$ é também útil pois corresponde à hipótese em que é apropriado transformar a série temporal através da sua diferenciação.

Para determinar se uma série temporal y_t é estacionária, efectua-se a regressão (5) e averigua-se se $\hat{\rho}$ é igual a 1 ou, efectua-se a regressão (6) e averigua-se se $\hat{\delta}$ é igual a 0. O teste estatístico a aplicar é conhecido como teste Dickey-Fuller (DF) pois os valores críticos foram tabulados por estes autores com base em simulações Monte Carlo. Note-se que se a hipótese nula de $\rho = 1$ for rejeitada, i.e. a série é estacionária, então é possível utilizar o teste t de Student's.

Para efectuar este teste, na sua forma mais simples, estima-se a regressão (5), divide-se o coeficiente ρ estimado pelo seu desvio padrão e compara-se o valor obtido com as tabelas de Dickey-Fuller para ver se a hipótese nula de $\rho = 1$ é rejeitada. Se o valor calculado exceder o valor crítico, então não se rejeita a hipótese de que a série é estacionária. Se pelo contrário for menor que o valor crítico, então a série é não estacionária.

O teste de Dickey-Fuller é aplicado a regressões com as seguintes formas:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \tag{6a}$$

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + u_t \tag{6b}$$

$$y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + u_t \tag{6c}$$

onde t é o tempo ou a variável tendência. Em qualquer dos casos a hipótese nula é $\rho = 1$, ou seja, existe uma raiz unitária. A diferença entra a equação (6a) e as outras equações reside na inclusão da constante e da tendência.

Alternativamente as equações (6a,b,c) podem ser expressas na seguinte forma:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \tag{7a}$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + u_t \tag{7b}$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + u_t \tag{7c}$$

sendo nestes casos a hipótese nula $\delta = 0$.

Dickey e Fuller desenvolveram estatísticas adequadas a cada uma das três hipóteses de regressões. Para (6a) a estatística é $\hat{\tau} = (\hat{\rho} - 1) / \sigma(\hat{\rho})$, para (6b) a estatística é $\hat{\tau}_\mu = (\hat{\rho}_\mu - 1) / \sigma(\hat{\rho}_\mu)$ e para (6c) a estatística é $\hat{\tau}_\tau = (\hat{\rho}_\tau - 1) / \sigma(\hat{\rho}_\tau)$.

Se o termo u_t está autocorrelacionado, modifica-se a expressão (7c) para:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

ou seja, diferenciam-se termos desfasados como por exemplo $\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2})$. O número de termos diferenciados desfasados a incluir é muitas vezes determinado empiricamente, sendo o objectivo o de incluir termos suficientes para que o termo erro na equação (8) se torne serialmente independente. A hipótese nula continua a ser $\delta = 0$, ou seja, existe uma raiz unitária em y . Quando o teste DF é aplicado nestes modelos (modelos regressivos de ordens superiores), é chamado teste aumentado Dickey-Fuller (ADF). O teste estatístico ADF tem a mesma distribuição que a estatística DF por isso utiliza-se a mesma tabela de valores críticos.

Em DICKEY e FULLER (1979), os autores compararam as estatísticas DF com a estatística Q desenvolvida por BOX e PIERCE tendo concluído que esta tem uma potência¹⁰ mais fraca que as por eles apresentadas.

DICKEY e FULLER (1981) continuaram a análise de 1979 considerando estatísticas de máxima verosimilhança, tabelando testes conjuntos F para os modelos alternativos considerados. Para além disso estudaram ainda as distribuições das estatísticas individuais associadas ao termo constante e ao coeficiente da tendência e tabelaram as estatísticas t nos modelos.

SAID e DICKEY (1984) desenvolveram um método que é uma extensão do proposto por Dickey-Fuller. Este método lida com o problema da correlação nas primeiras diferenças das variáveis, através de uma correcção autorregressiva adicionando *lags* extra das primeiras diferenças como regressores. O número de *lags* (L) a considerar é determinado em função do tamanho da amostra (T), em que $L = T^{1/3}$. Assim sugeriram a estimação por mínimos quadrados dos modelos ARIMA ($L, 0, 0$) já

¹⁰ A potência de um teste estatístico é a probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando esta é falsa.

que seria possível testar $H_0: d=1$ sem conhecer p nem q . Segundo PERRON (1988), esta abordagem implica a estimação de parâmetros de ruído adicionais o que reduz o número de observações devido à necessidade de condições extra, ou seja, por cada novo parâmetro a estimar perde-se dois graus de liberdade (um devido ao novo parâmetro e outro devido à necessidade duma observação inicial), assim a eficácia do teste é reduzida.

SCHWERT (1987) analisou o comportamento de 17 séries temporais de variáveis macroeconómicas dos EUA. A função autocorrelação dessas variáveis indicava que muitas delas seriam geradas por processos ARIMA não estacionários, no entanto chegou à conclusão que muitos dos testes rejeitariam falsamente a hipótese de raiz unitária usando os valores críticos de Dickey-Fuller. Assim, as conclusões destes testes de raiz unitária dependem criticamente da assunção de que o processo subjacente é um modelo autorregressivo puro, quando razões de ordem estatística e económica levam a crer que muitas séries económicas contêm componentes de médias móveis (MA- Moving Average).

SCHWERT (1989) complementou o estudo de 1987 mostrando que os testes de Dickey-Fuller são sensíveis à assunção de que as observações são geradas por um processo autorregressivo puro. Assim, quando o processo subjacente contém uma componente MA, as distribuições das estatísticas de raiz unitária podem ser muito diferentes das reportadas por Dickey-Fuller.

Na sequência do trabalho de Dickey-Fuller foram realizados diversos estudos sobre testes de hipóteses da raiz unitária alternativos e sua comparação. SOLO (1984) desenvolveu um teste baseado no multiplicador de Lagrange (LM) para testar a ordem de diferenciação de um modelo ARIMA. SOLO argumentou que aplicar os testes de rácio de verosimilhança, como os de Dickey-Fuller, a modelos ARIMA é duvidoso devido à componente não linear das médias móveis. A grande vantagem do teste LM, em modelos não lineares, é que apenas requer a estimação sob a hipótese nula.

EVANS e SAVIN (1984) investigaram testes de raiz unitária não similares baseados no estimador MQO (Mínimos Quadrados Ordinários). Consideraram um processo autorregressivo de primeira ordem

$$y_t = \mu + \beta y_{t-1} + u_t$$

onde $\{y_t\}$ são variáveis aleatórias observáveis, $\{u_t\}$ são variáveis aleatórias e independentes não observáveis $N(0, \sigma^2)$ e μ , β e σ^2 são parâmetros desconhecidos. Calcularam as distribuições para o caso em que y_0 é uma constante conhecida e para o caso em que y_0 é uma variável aleatória. Testaram a hipótese do *passeio aleatório* ($H: \beta=1$) e a hipótese do modelo ser estável a que chamaram de hipótese de estabilidade.

Comparados com os testes similares de Dickey-Fuller, Evans e Savin concluíram que para detectar se a hipótese do *passeio aleatório* é falsa, os testes não similares seriam superiores aos testes similares de Dickey-Fuller, embora para a dimensão típica das amostras das séries macro-económicas considerem que ambos os tipos de testes tem fraca potência. O teste não similar de hipótese de estabilidade também foi considerado de fraca potência para amostras até 100 observações. Advertem, então, para a necessidade de se trabalhar com amostras grandes para se poder confiar nos resultados dos testes.

PHILLIPS (1987), PHILLIPS e PERRON (1988) e PERRON (1988) apresentaram uma nova metodologia para testar a presença de raiz unitária numa série temporal. Esta metodologia lida com a autocorrelação nas primeiras diferenças da série numa forma não paramétrica ao contrário do teste de Dickey-Fuller que o faz numa forma paramétrica estimando parâmetros de ruído adicionais. Esta abordagem tem como vantagens não necessitar da estimação de parâmetros de ruído adicionais o que implicaria a redução do número efectivo de observações, e ser válida num contexto mais alargado visto impor condições mais fracas às inovações do processo aleatório do que os testes tradicionais. Outra vantagem é que as estatísticas de Phillips-Perron (PP) utilizam os valores críticos tabelados por Dickey-Fuller para o teste de hipóteses.

Phillips-Perron consideram dois modelos para o processo estocástico $\{y_t\}_0^\infty$:

$$(A) y_t = y_{t-1} + u_t \quad t = 1, 2, \dots$$

$$(B) y_t = \mu + y_{t-1} + u_t$$

O modelo (A) especifica que $\{y_t\}_0^\infty$ é um processo estocástico com uma raiz unitária e sem *drift*, enquanto que (B) permite a presença de uma *drift* fixa. Ambos são não estacionários devido à existência de uma raiz unitária. O modelo (B) será em

princípio o mais relevante para a análise da maior parte das séries macroeconômicas nas quais se suspeita a existência de uma raiz unitária. Estas séries normalmente apresentam uma tendência para crescerem ao longo do tempo.

As condições impostas à sequência de inovações $\{u_t\}$ são:

$$(a) E(u_t) = 0, \text{ para qualquer } t$$

$$(b) \sup_t E|u_t|^{\beta+\varepsilon} < \infty \text{ para } \beta > 2 \text{ e } \varepsilon > 0$$

$$(c) \sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2) \text{ existe e } \sigma^2 > 0$$

$$(d) \{u_t\}_0^\infty \text{ é strong mixing com coeficientes } \alpha_m \text{ que satisfazem } \sum \alpha_m^{1-2/\beta} < \infty,$$

e, não sendo demasiado restritivas, permitem séries temporais heterogeneamente distribuídas.

A grande vantagem deste método é que mesmo permitindo uma grande variedade de mecanismos geradores de dados, o teste estatístico apenas requer a estimação por mínimos quadrados de uma autoregressão de primeiro grau, e a aplicação de um factor de correcção baseado nos resíduos desta regressão, assim, é um método de fácil aplicação.

Phillips-Perron definem três equações de regressão, todas estimadas por MQO, para testar a hipótese nula da raiz unitária:

$$y_t = \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (9a)$$

$$y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + u_t^* \quad (9b)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \beta(t - T/2) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (9c)$$

A hipótese nula nas três equações é $\alpha = 1$ e as distribuições das estatísticas de DF serão válidas para aquelas regressões a não ser que as inovações sejam não ortogonais e $\sigma^2 \neq \sigma_u^2$. Quando a sequência de inovações $\{u_t\}_0^\infty$ estão correlacionadas é necessário alterar o método de estimação (adoptar novo modelo de regressão), ou modificar as estatísticas. Em geral, quando $\sigma^2 \neq \sigma_u^2$ as distribuições assintóticas dependem do parâmetro de ruído σ^2/σ_u^2 . Quanto maior a dependência temporal em $\{u_t\}$, maior será a divergência entre σ^2/σ_u^2 e a unidade, e maiores serão os efeitos na forma das distribuições quando comparadas com a distribuição de referência em que os erros são idêntica e independentemente distribuídos. Phillips-Perron transformaram as diversas estatísticas através de uma abordagem não paramétrica de forma a eliminar a

dependência das distribuições em relação aos parâmetros de ruído σ^2 e $1/\sigma_u^2$. Esta eliminação da dependência foi conseguida através de estatísticas transformadas cujas distribuições convergem para as distribuições tradicionais de DF, permitindo assim a utilização dos valores críticos tabelados por Dickey-Fuller. As estatísticas propostas por PP bem como os valores críticos a utilizar para cada um dos casos constam do quadro 1 em PERRON (1988- p.309).

PERRON (1988) efectuou a mesma análise a séries macro-económicas que NELSON e PLOSSER (1982) utilizando a metodologia PP, tendo confirmado os resultados por eles obtidos com o teste de Dickey-Fuller.

Desde o estudo de NELSON e PLOSSER (1982), prevaleceu a ideia de que a maior parte das séries macro-económicas exibem um tipo de não estacionariedade estocástica. É também aceite que a variabilidade das séries ao longo do tempo é melhor explicada por variações em choques permanentes do que por variações nas componentes transitórias. No entanto, por vezes a análise do gráfico de uma série revela a presença de uma alteração súbita num determinado período de tempo, que pode ser de tal magnitude e de tal maneira súbita que justifique que se isole os seus efeitos e que se considere esse período como um *outlier event*. PERRON (1990) (1992) concebeu testes estatísticos que permitem a presença de uma alteração súbita na média de uma série na hipótese nula de raiz unitária e na hipótese alternativa. Para além do caso geral que apenas é válido quando a sequência de inovações é não correlacionada, Perron distinguiu dois modelos para os quais especificou os procedimentos de testes apropriados. O modelo *additive outlier* quando se verifica uma mudança instantânea que modifica permanentemente o nível da série, e o modelo *innovational outlier* quando a alteração na média da série não é necessariamente instantânea, e pode ser afectada pela dinâmica do processo de ruído.

Na presente investigação a estacionariedade das séries irá ser analisada primeiro numa forma mais informal baseada nas funções autocorrelação e autocorrelação parcial, e em seguida utiliza-se o teste da raiz unitária de Dickey-Fuller por ter sido este o pioneiro nestes testes.

3.2 COINTEGRAÇÃO

GRANGER (1981) introduziu o conceito de cointegração cujo estudo desenvolveu em GRANGER (1986). ENGLE e GRANGER (1987) formalizaram a relação entre cointegração e modelos de correcção de erro tendo ainda apresentado diversos testes para a hipótese de existência de cointegração.

Ao nível da teoria económica acredita-se que alguns pares de variáveis económicas não deveriam divergir entre elas de uma forma significativa, pelo menos no longo prazo. Assim, estas variáveis podem afastar-se no curto prazo, mas forças económicas, como mecanismos de mercado ou a intervenção do Governo, começariam a aproximá-las novamente. A ideia subjacente à cointegração permite a especificação de modelos que incluem esta teoria, principalmente para variáveis macro-económicas que se espera que tenham a mesma evolução no longo prazo.

Diz-se que duas variáveis são cointegradas se existir uma combinação linear entre elas que seja estacionária, embora ambas as variáveis individualmente não o sejam.

Considerando inicialmente apenas duas séries x_t e y_t , cada uma integrada de ordem um - $I(1)$ -, e sem tendência nem *drift*. Normalmente, uma combinação linear das duas séries será também $I(1)$, mas se existir uma constante A de tal modo que

$$Z_t = x_t - Ay_t \quad (10)$$

seja $I(0)$, então, x_t e y_t serão cointegradas, e A é o parâmetro de cointegração.

A relação

$$x_t = Ay_t \quad (11)$$

pode ser considerada a relação de longo prazo ou de equilíbrio, e Z_t mede até que ponto o sistema x_t , y_t está fora do equilíbrio, e portanto é chamado de erro do equilíbrio. A noção de equilíbrio neste contexto não implica um determinado comportamento da economia, mas antes a tendência do sistema económico se mover numa determinada direcção. Se x_t e y_t são $I(1)$ mas movimentam-se conjuntamente no longo prazo, é necessário que Z_t seja $I(0)$, senão as duas séries afastar-se-iam sem nenhuma relação entre elas.

Considerando agora um conjunto de variáveis, onde x_t é um vector de variáveis económicas, estas dizem-se em equilíbrio quando se verifica a restrição linear $\alpha'x_t = 0$. No entanto, na maior parte dos períodos, x_t não estará em equilíbrio e a quantidade univariável $Z_t = \alpha'x_t$ pode ser chamada erro de equilíbrio.

As séries componentes do vector x_t dizem-se cointegradas de ordem d, b , escrevendo-se $x_t \sim CI(d, b)$ se todos as séries componentes de x forem integradas de ordem $d - I(d)$ -, e se existir um vector α diferente de zero tal que $Z_t = \alpha'x_t \sim I(d-b)$, $b > 0$. Este vector α é denominado vector de cointegração.

Quando apenas se consideram duas séries só pode existir no máximo um vector de cointegração, se se consideram mais do que duas, então é possível existir mais do que um vector de cointegração. Assim, é possível que existam várias relações de equilíbrio que governam o comportamento conjunto das variáveis.

Existe uma relação muito próxima entre cointegração e modelos de correcção de erro (MCE). Segundo GRANGER (1986) não só as variáveis cointegradas devem obedecer a um modelo desse tipo como o contrário também se verifica. Se as séries são geradas por um MCE deverão ser cointegradas. Num sistema de duas variáveis, um modelo de correcção de erro deverá relacionar uma alteração numa variável com erros de equilíbrio passados, bem como com alterações passadas em ambas as variáveis. A ideia é que a proporção de desequilíbrio dum período é corrigida no período seguinte.

Se x_t e y_t são $I(1)$ e são cointegradas o MCE toma a seguinte forma:

$$\Delta x_t = -\rho_1 Z_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + d(B)\varepsilon_{1t} \quad (12a)$$

$$\Delta y_t = -\rho_2 Z_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + d(B)\varepsilon_{2t} \quad (12b)$$

em que $Z_t = x_t - Ay_t$,

$d(B)$ é um polinómio finito no operador desfasado B (tal que $B^k x_t = x_{t-k}$) e é o mesmo em ambas as equações, e ε_{1t} , ε_{2t} são conjuntamente ruído branco, possivelmente correlacionados contemporaneamente e com $|\rho_1| + |\rho_2| \neq 0$. Uma interpretação útil dos conceitos apresentados é que a economia prefere permanecer próximo da linha $x=Ay$, a qual segundo GRANGER (1991) pode ser vista como uma força de atracção (*attractor*)

ou equilíbrio, e que pode ser equacionada com certas formas de equilíbrio económico. Então, se $x=Ay$ é um *attractor* ou um equilíbrio, o MCE será o mecanismo de desequilíbrio.

Considerando agora múltiplas variáveis, um vector de séries temporais X_t tem representação como MCE se puder ser expresso como

$$A(B) (1-B)X_t = -\gamma Z_{t-1} + u_t$$

em que u_t é um termo de perturbação estacionário multivariável, $A(0) = I$, $A(1)$ tem todos os elementos finitos, $Z_t = \alpha' X_t$ e $\gamma \neq 0$.

Para testar a hipótese de cointegração entre duas séries que são supostamente $I(1)$, segundo ENGLE e GRANGER (1987), primeiro estima-se a regressão de cointegração

$$X_t = c + \alpha y_t + a_t$$

e de seguida testa-se se os resíduos a_t são estacionários $-I(0)$. Dois testes simples para os resíduos são baseados ou na estatística de Durbin-Watson ou no teste da raiz unitária de Dickey-Fuller. No primeiro caso existe cointegração se a estatística apresentar um valor significativamente maior do que zero (para valores DW próximos de zero os resíduos são não estacionários). No caso do teste DF a hipótese nula de não cointegração corresponde à hipótese nula da série de resíduos ser $I(1)$, se se rejeitar a hipótese nula, conclui-se que as séries são cointegradas. Este teste será na versão simples ou na versão aumentada consoante as características da série.

Para além dos dois testes mencionados, ENGLE e GRANGER (1987) sugeriram mais cinco testes tendo estimado os valores críticos para todos eles mas apenas para uma dimensão da amostra ($T=100$) e para o caso de duas variáveis ($N=2$). ENGLE e YOO (1987) estenderam o teste de Engle-Granger de forma a permitir diferentes dimensões de amostras e número de variáveis.

GRANGER (1986) estudou várias implicações teóricas da cointegração das quais salientamos que se duas variáveis são cointegradas, então terá de existir causalidade em pelo menos uma direcção, visto uma variável ajudar a prever a outra.

A situação de cointegração mais frequentemente abordada é a de duas séries integradas de ordem um $I(1)$ entre as quais existe uma única relação linear. GRANGER (1991) abordou os argumentos sobre cointegração generalizando-os de forma a contemplar por ex. o caso em que as duas séries não são ambas $I(1)$, ou ainda a possibilidade de a relação existente entre as duas variáveis ser não linear. ENGLE e YOO (1991) apresentaram uma análise detalhada do caso de cointegração de séries $I(2)$.

Outra extensão da teoria da cointegração é a inclusão de séries temporais sazonais estudada por HYLLEBERG, GRANGER e YOO (1990). Este estudo incidiu sobretudo sobre séries com sazonalidade trimestral embora os autores afirmem que os resultados podem ser naturalmente estendidos de uma forma directa, para outros períodos como por exemplo o mês.

Na sequência dos estudos de Engle e Granger sobre cointegração surgiram diversos outros que se podem agrupar em dois grupos, os que seguem as recomendações de Engle e Granger, e portanto testam os resíduos da regressão de cointegração e os que seguem abordagens diferentes. No primeiro grupo para além de Engle e Granger temos PHILLIPS e OULIARIS (1990), no segundo grupo PHILLIPS e DURLAUF (1986)¹¹, PHILLIPS e OULIARIS (1988), JOHANSEN (1988), JOHANSEN e JUSELIUS (1990).

PHILLIPS e OULIARIS (1988) sugeriram uma abordagem do teste de cointegração não baseada nos resíduos da regressão de cointegração. Desenvolveram uma forma de análise das componentes principais das séries temporais. Quando as séries temporais são cointegradas, o vector de cointegração efectivamente reduz de uma ordem de magnitude a variabilidade na série original (de $I(1)$ para $I(0)$). Esta redução na variância deverá ser detectável pelo método das componentes principais.

¹¹ PHILLIPS e DURLAUF (1986) exploraram testes para a presença de raízes unitárias em séries temporais múltiplas e analisaram a teoria da distribuição da estatística Wald, e da estatística Wald

Especificamente, se as séries temporais, que são individualmente $I(1)$, se deslocam conjuntamente ao longo do tempo de forma a que uma combinação dessas séries é $I(0)$, então isso implica restrições nas inovações que conduzem o sistema completo. Uma condição necessária para a cointegração é que a densidade espectral da matriz da sequência das inovações tenha um *rank* deficiente na origem. A esta matriz os autores chamaram Σ . O número de raízes nulas latentes em Σ é o número de vectores de cointegração, e os vectores latentes associados a Σ são os próprios vectores de cointegração. Testa-se então a existência de cointegração avaliando se Σ tem uma raiz latente negligenciável. Note-se que a abordagem destes testes incide sobre a hipótese nula de não cointegração contra a alternativa dum sistema cointegrado. Os autores sugeriram dois procedimentos para detectar a presença de cointegração. O primeiro teste envolve a computação de intervalos de confiança *one-sided* para a raiz latente de Σ mais pequena. O segundo teste é semelhante ao primeiro mas baseia-se no rácio da raiz latente mais pequena pela soma das raízes latentes de Σ .

Admitindo que $\{y_t\}_0^\infty$ é um conjunto de séries temporais que são geradas de acordo com

$$y_t = Ay_{t-1} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (13)$$

com

$$A = I_n$$

e onde y_0 pode ser qualquer vector aleatório, inclusive uma constante, e a sequência $\{u_t\}$ respeita as propriedades usuais (vd p.208-209). Sob estas condições,

$$\Sigma = 2\pi f_{uu}(0) = E(u_0 u'_0) + \sum E(u_0 u'_k + u_k u'_0) \quad (14)$$

As variáveis de y_t são cointegradas se existir um vector de dimensão n $\gamma \neq 0$ para o qual $\gamma'y_t$ é estacionário.

O primeiro teste proposto por Phillips e Ouliaris baseia-se então nas raízes latentes do estimador consistente de Σ , tendo os autores recomendado o seguinte estimador de Σ :

$$S_{Tk} = \pi / k \sum \text{Re} (I_{uu}(2s/T)) \quad (15)$$

modificada, para a hipótese nula de não cointegração. Também construíram alguns testes gerais de especificação, cujas distribuições assintóticas são X^2 , sob a hipótese nula de não cointegração.

e a principal preocupação ao testar a cointegração é com as raízes latentes mais pequenas de S_{Tk} . Especificamente, é necessário avaliar se essas raízes são negligenciáveis ou estatisticamente insignificantes. Para isso são calculados os limites superior e inferior e, se o limite superior é suficientemente pequeno, então a raiz mais pequena pode ser considerada negligenciável. Da mesma forma se o limite inferior é suficientemente pequeno, então as m' raízes latentes mais pequenas de Σ podem ser consideradas negligenciáveis.

O segundo teste proposto por Phillips e Ouliaris é semelhante ao primeiro mas é aplicável a situações onde as variáveis componentes envolvem diferentes unidades de medida.

PHILLIPS e OULIARIS (1990), ao contrário do seu estudo de 1988, propuseram desta vez testes baseados nos resíduos da regressão de cointegração. Estudaram também o comportamento de vários outros testes nomeadamente quanto à sua potência.

Admitindo que $\{z_t\}_0^\infty$ é um vector integrado de dimensão m cujo mecanismo gerador é :

$$z_t = z_{t-1} + \xi_t, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (16)$$

e a sequência $\{\xi_t\}_1^\infty$ respeita as propriedades usuais (vd p.167-170), considera-se a regressão linear de cointegração

$$y_t = \beta' x_t + \hat{u}_t, \quad (17)$$

e testa-se a hipótese da não cointegração usando os seguintes testes de raiz unitária sobre os resíduos de (16):

(i) teste ADF: $ADF = \hat{t}_\alpha$ na regressão p

$$\Delta \hat{u}_t = \hat{\alpha} \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \hat{v}_{tp}$$

(ii) teste Z_α de Phillips: regredir $\hat{u}_t = \hat{\alpha} \hat{u}_{t-1} + \hat{k}_t$ e calcular

$$Z_\alpha = T(\hat{\alpha} - 1) - (1/2)(S^2_{T1} - S^2_k) \left(T^{-2} \sum_2^T \hat{u}_{t-1}^2 \right)^{-1}$$

em que

$$S^2_k = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{k}_t^2$$

$$S^2_{Tl} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{k}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum_{t=s+1}^T \hat{k}_t \hat{k}_{t-s}$$

para qualquer *lag window* como $w_{sl} = 1 - s / (l + 1)$.

(iii) teste Z_t de Phillips: regredir $\hat{u}_t = \hat{\alpha} \hat{u}_{t-1} + \hat{k}_t$ e calcular

$$\hat{Z}_t = \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \left(\hat{\alpha} - 1 \right) / S_{Tl} - (1/2) (S^2_{Tl} - S^2_k) \left[S_{Tl} \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \right]$$

sendo S^2_k e S^2_{Tl} iguais ao caso (ii).

(iv) teste de rácio de variância de Phillips-Ouliaris:

$$\hat{P}_u = T \hat{\omega}_{11.2} / \left(T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \right)$$

em que $\hat{\omega}_{11.2} = \hat{\omega}_{11} - \hat{\omega}_{21} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21}$ e

$$\hat{\Omega} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_t \hat{\xi}_t' + T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum_{t=s+1}^T (\hat{\xi}_t \hat{\xi}_{t-s}' + \hat{\xi}_{t-s} \hat{\xi}_t')$$

para qualquer escolha de *lag window* como $w_{sl} = 1 - s / (l + 1)$ e em que $\{\hat{\xi}_t\}$ são os resíduos da regressão por mínimos quadrados:

$$Z_t = \hat{\Pi} Z_{t-1} + \hat{\xi}_t.$$

(v) estatística de traço multivariada de Phillips-Ouliaris:

$$\hat{P}_z = T \operatorname{tr} (\hat{\Omega} M_{zz}^{-1}), \quad M_{zz} = T^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t Z_t'$$

sendo $\hat{\Omega}$ igual ao caso (iv).

Phillips-Ouliaris compararam os vários testes tendo feito notar que os testes (i) a (iv) dependem da formulação da equação de regressão, pelo que para estes testes ocorrerão diferentes resultados consoante a normalização da equação. A estatística do traço multivariada $\hat{P}_z$ será neste caso uma alternativa conveniente pois além de

independente da normalização da regressão, a sua distribuição assintótica é livre de parâmetros de ruído.

Phillips-Ouliaris compararam ainda a teoria assintótica dos vários testes, tendo concluído que as distribuições das estatísticas Z_α , Z_t , $\hat{P}_u$ e $\hat{P}_z$ estão livres de parâmetros de ruído e dependem apenas da dimensão do processo pelo que estas estatísticas conduzem a resultados assintoticamente similares. Os autores apresentaram ainda tabelas para os valores críticos das estatísticas Z_α , Z_t , $\hat{P}_u$ e $\hat{P}_z$, obtidos usando o método de Monte Carlo.

JOHANSEN (1988) (1991) sugeriu uma abordagem diferente através da construção de duas estatísticas de rácio de verosimilhança, e JOHANSEN e JUSELIUS (1990) efectuaram uma análise detalhada das técnicas estatísticas com aplicação prática a dois casos, tendo ainda construído as tabelas apropriadas às estatísticas.

Considerando o modelo

$$H_1 : X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (t = 1, \dots, T) \quad (18)$$

em que $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ são $INp(0, \Lambda)$ e $X_{-k+1}, \dots, X_0$ são fixos. As variáveis D_t são dummies sazonais centradas cuja soma ao fim de um ano completo é zero, e são em número de três no caso de dados trimestrais. Os parâmetros não restringidos (μ , Φ , $\Pi_1, \dots, \Pi_k$, Λ) são estimados com T observações de um processo vector autoregressivo. Para um processo de dimensão p com dados trimestrais, as observações serão Tp e os parâmetros $p+3p+kp^2+p(p+1)/2$.

Em geral as séries económicas são processos não estacionários e os sistemas VAR normalmente são expressos na forma das primeiras diferenças

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (19)$$

em que $\Delta = 1 - L$ sendo L o operador de desfasamento,

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad (i = 1, \dots, k-1),$$

$$\text{e} \quad \Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k).$$

Este modelo é expresso como um modelo tradicional VAR nas primeiras diferenças, excepto o termo ΠX_{t-k} . O objectivo principal é então investigar se a matriz

de coeficientes Π contém informação sobre as relações de longo prazo entre as variáveis do vector de dados. Há três casos possíveis:

- (i) Grau (*rank*) (Π)=p, isto é, a matriz Π tem característica completa que indica que o vector X_t é estacionário.
- (ii) Grau (Π)= 0, isto é, a matriz Π é uma matriz nula e (18) corresponde a um modelo tradicional VAR duma série temporal diferenciada.
- (iii) $0 < \text{grau}(\Pi) = r < p$, o que implica que existem $p \times r$ matrizes α e β tais que $\Pi = \alpha\beta'$.

Os vectores de cointegração β tem a propriedade de $\alpha\beta'$ ser estacionário mesmo que X_t não o seja. Nesse caso o modelo (18) pode ser interpretado como um modelo de correcção de erros. Assim a hipótese principal considerada é a hipótese da existirem r vectores de cointegração

$$H_2 : \Pi = \alpha\beta'$$

em que α e β são matrizes de $p \times r$.

Johansen e Juselius investigaram ainda outras hipóteses expressas em termos dos coeficientes μ , α e β e em particular a relação entre o termo constante e a matriz reduzida Π . Uma vez que as distribuições assintóticas dos testes estatísticos e dos estimadores dependem das suposições tomadas, os autores frisaram a importância da escolha do modelo adequado.

Sob a H_2 o estimador de máxima verosimilhança de β é encontrado pelos procedimentos seguintes: primeiro resolve-se a equação

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}| = 0 \quad (20)$$

normalizada por $\hat{V}'S_{kk}\hat{V} = I$, e dados os valores próprios $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_p$ e os vectores próprios $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p)$.

A escolha de β é agora

$$\beta = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r),$$

assim, a função maximizadora de verosimilhança é dada por

$$L_{\max}^{-2/T}(H_2) = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i).$$

O teste estatístico de rácio de verosimilhança para a hipótese nula de existirem no máximo r vectores de cointegração contra a alternativa de existirem mais do que r vectores, é o Teste Estatístico do Traço:

$$-2 \ln(Q; H_2 | H_1) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (21)$$

em que $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$ são as $p-r$ mais pequenas correlações canónicas quadradas.

O teste estatístico de rácio de verosimilhança para a hipótese nula de existirem r vectores de cointegração contra a alternativa de existirem $r+1$ vectores, é a Estatística do Máximo Valor Próprio :

$$-2 \ln(Q; r | r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (22)$$

em que $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_r$ são as r maiores correlações canónicas quadradas.

Calculadas as estatísticas, os valores obtidos são comparados com as tabelas apropriadas de JOHANSEN e JUSELIUS (1990).

Este método tem a vantagem, segundo JOHANSEN (1991), de após a resolução da equação (19), a inferência poder ser totalmente baseada nos valores próprios e nos vectores próprios encontrados. Os sucessivos testes para o grau (*rank*) são todos baseados nos valores próprios da equação (19). Para qualquer valor de r do grau de cointegração a estimativa das relações de cointegração é o produto dos vectores próprios correspondentes aos r maiores valores próprios. Finalmente, os restantes vectores próprios correspondentes aos $(p-r)$ valores próprios mais pequenos, contêm informação sobre a variância dos estimadores.

JOHANSEN (1992) estudou em particular, o problema de como determinar conjuntamente o grau de cointegração r , e a existência ou não, de uma tendência linear no modelo. A distribuição assintótica do Teste Estatístico do Traço depende do número real de relações de cointegração, ou seja, do grau de Π . Se o grau é r , e existir tendência linear, então a distribuição é diferente do caso em que não existe essa tendência linear. Por outro lado, se o número de relações de cointegração é menor do que r , então a distribuição do teste estatístico do rácio de verosimilhança é novamente diferente. Assim, existem muitas distribuições diferentes do teste estatístico sob a hipótese nula dependendo do grau de Π e da presença de tendência linear, e é este

fenómeno que torna os procedimentos de teste de algum modo complicados. A solução proposta por Johansen foi, que em vez de se calcular apenas uma estatística para a hipótese nula, se calcule um conjunto de estatísticas, uma para cada uma das sub-hipóteses que deram origem às diferentes distribuições do teste estatístico. A hipótese nula só será então rejeitada, se todas as sub-hipóteses o forem.

O estudo efectuado por PHILLIPS (1991) está relacionado com a metodologia proposta por Johansen¹². Phillips estudou as propriedades dos estimadores de máxima verosimilhança dos sistemas cointegrados, considerando formulações alternativas para os modelos desse tipo incluindo um sistema triangular novo do modelo de correcção de erro (MCE). A abordagem de Phillips incidiu ainda na comparação das propriedades da estimação completa da informação do sistema MCE com alternativas como o VAR não restringido e a estimação directa das regressões de cointegração. Os resultados obtidos favoreceram o uso da estimação completa da informação do sistema MCE ou subsistemas que sejam assintoticamente equivalentes pois estes incorporam o conhecimento anterior sobre a presença de raízes unitárias.

A questão da avaliação e escolha entre os diferentes métodos disponíveis para testar a cointegração suscitou diversos estudos. ENGLE e YOO (1991) comparam o modelo de estimação em dois passos de Engle-Granger com o FIML (*Full Information Maximum Likelihood*) e suas aproximações como os de Johansen, Juselius e Phillips. Sendo o teste de Engle-Granger bastante simples, os métodos FIML têm a vantagem de uma eficiência assintótica aumentada mas a desvantagem de serem de complexa computação. Os autores propõem como alternativa um estimador em três passos que tem a mesma distribuição que o FIML considerando uma regressão de mínimos quadrados adicional à estimativa de dois passos.

KREMERS, ERICSSON e DOLADO (1992) examinaram a potência dos testes baseados nos procedimentos de Engle-Granger que aplicam o teste da raiz unitária de Dickey-Fuller aos resíduos da regressão de cointegração para a hipótese nula de não cointegração, com os testes baseados nos coeficientes dos modelos de correcção de erro

¹² Phillips conclui que a estimação óptima pode ser conseguida sem usar as rotinas de valores próprios como as empregues por Johansen.

a que chamaram estatísticas MCE. Os autores concluíram que as estatísticas MCE são mais potentes do que as estatísticas DF quando aplicadas à cointegração¹³, porque utilizam toda a informação disponível de uma forma mais eficiente, ou seja, as estatísticas DF ignoram informação potencialmente valiosa.

Outra questão, mas que tem sido menos abordada, é a da avaliação do desempenho dos diferentes métodos no que diz respeito à construção dos modelos mais adequados à previsão das variáveis cointegradas. ENGLE e YOO (1987) compararam, em termos de previsão, o modelo VAR nos níveis e não restringido, com um modelo de correcção de erro onde o vector de cointegração é estimado por MMQO. A avaliação do desempenho de cada um dos modelos foi efectuada com base no *mean square error* para horizontes de 1 a 20 períodos, tendo concluído que o MCE é superior no longo prazo mas não no curto prazo.

DUY e THOMA (1998) estudaram o desempenho de quatro modelos em termos de previsão. Dois modelos de correcção de erro, sendo no primeiro o vector de cointegração determinado pela teoria económica e no segundo o vector de cointegração estimado com base no método de Engle-Granger, e dois modelos VAR, um nas diferenças puras e o outro nos seus níveis. Os resultados por eles obtidos indicam que os modelos MCE são superiores na previsão desde que os dados suportem a evidência de cointegração, e que o MCE cuja relação de cointegração foi imposta teoricamente tem melhor desempenho do que o MCE cuja relação de cointegração foi estimada.

Optou-se na presente investigação por aplicar às séries em análise o teste de Johansen pois este é mais geral e permite a sua utilização em contextos variados.

¹³ Os autores não consideram que existam problemas nos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller desde que sejam utilizados para determinar a ordem de integração, as dificuldades surgem quando se pretende testar a cointegração via teste à raiz unitária.

3.3 CAUSALIDADE

O conceito de causalidade de Granger é definido dizendo que y_t causa x_t se se puder efectuar uma melhor previsão de x_t usando toda a informação disponível, do que se se excluísse a informação sobre y_t ¹⁴.

Considerando:

- (i) $\bar{y}$ e $\bar{x}$ representam todos os valores passados de y e de x ;
- (ii) $\bar{\bar{y}}$ e $\bar{\bar{x}}$ representam todos os valores passados e presentes de y e de x ;
- (iii) U representa o universo de toda a informação disponível, $U - y$ representa toda a informação excepto a série y .

Granger definiu quatro situações:

1. Causalidade unidireccional: y causa x se $\sigma^2(x|U) < \sigma^2(x|\bar{U}-\bar{y})$, isto é, se a variância do erro de previsão é menor com a inclusão do passado de y do que se apenas se considerar o passado de x .
2. Causalidade bidireccional (*feedback*): y causa x e x causa y , se $\sigma^2(x|\bar{U}) < \sigma^2(x|\bar{U}-\bar{y})$ e $\sigma^2(y|\bar{U}) < \sigma^2(y|\bar{U}-\bar{x})$.
3. Causalidade instantânea: y causa instantaneamente x se $\sigma^2(x|\bar{U}, \bar{\bar{y}}) < \sigma^2(x|\bar{U})$, ou seja a previsão do valor corrente de x melhora com a inclusão do valor presente de y .
4. y e x são independentes se os valores passados de x não ajudarem a prever y e vice-versa.

Granger restringiu a definição dada ao considerar que a causalidade significa “causalidade linear em média com respeito a um determinado universo de informação”, esta restrição deve-se ao facto de se usar o critério da variância em conexão com

¹⁴ GRANGER (1969) p.428.

previsores lineares, e de apenas se considerar um subconjunto da informação e não toda a informação disponível.

O modelo para duas variáveis considerado por GRANGER (1969) tem a seguinte forma:

$$x_t + b_0 y_t = \sum_{j=1}^m a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (23a)$$

$$y_t + c_0 x_t = \sum_{j=1}^m c_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j y_{t-j} + \eta_t \quad (23b)$$

em que ε_t e η_t são séries “ruído branco” não correlacionadas. Se $b_0 = c_0 = 0$, então o modelo é um modelo causal simples. De contrário é um modelo com causalidade instantânea¹⁵. O modelo causal simples é então expresso por:

$$x_t = \sum_{j=1}^m a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \sum_{j=1}^m c_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j y_{t-j} + \eta_t$$

A definição de causalidade implica que y_t causa x_t se algum b_j é estatisticamente diferente de zero. Similarmente x_t causa y_t se algum c_j é estatisticamente diferente de zero. Se as duas situações ocorrerem então existe causalidade bidireccional entre x_t e y_t .

A utilização do conjunto adequado de informação, isto é, conjuntos que incluem os valores passados e presentes da série a prever x_t , tem a seguinte implicação: é impossível determinar a causa para uma série que se determina a ela própria, isto é, uma série que pode ser prevista sem erro utilizando apenas os dados do seu próprio passado. O conhecimento da variável causal ajuda a prever a variável que é causada. Se uma

¹⁵ GRANGER (1969) realçou que em alguns casos de relações espúrias pode parecer que existe causalidade instantânea isto porque informação relevante foi omitida. Devido a este efeito, em muitas situações relacionadas com a economia a causalidade instantânea aparente desapareceria se as observações das variáveis económicas fossem obtidas a intervalos mais frequentes.

variável é perfeitamente previsível a partir do seu próprio passado, então nenhuma outra variável poderá melhorar a previsão.¹⁶

Granger salientou que o modelo acima pode ser generalizado para o caso de várias variáveis, tendo apresentado ainda o modelo para três variáveis.

Do conceito apresentado surgem algumas dificuldades analisadas por Granger¹⁷. Um problema óbvio surge quando os dados de uma série são recolhidos com insuficiente frequência. Neste caso pode parecer que existe causalidade instantânea quando na realidade existe causalidade, mas não é instantânea. Um exemplo é uma variável causar outra com um desfasamento de uma semana mas apenas ser medida mensalmente, então aparentemente a causalidade seria instantânea. Outro problema é o de variáveis em falta e consequentemente a deficiente interpretação dos resultados obtidos. Duas séries que aparentem causalidade podem na realidade ter uma causa comum que não foi incluída no conjunto de informação utilizado, então a causa aparente de uma série para a outra desaparece quando se alarga o conjunto de informação, o que já não acontece numa verdadeira relação causal. Outra situação que requer especial cuidado na interpretação é quando o momento em que a informação duma série é recolhida difere do momento em que ela teve lugar, senão pode surgir uma relação causal espúria. Um problema sério de interpretação surge da ideia do *leading indicator*¹⁸. Se este é incluído no conjunto de informação os testes podem indicar causalidade quando na realidade, na maior parte dos casos, será mais um exemplo de variáveis em falta. Por vezes a variável em falta está disponível, e quando adicionada ao conjunto de informação o *leading indicator* já não aparenta causar a variável causada. Noutros casos a variável em falta não é observável, e quando isso acontece não é óbvio se uma variável é a causa ou apenas um *leading indicator*. Posteriormente Granger retomou a discussão do problema da causalidade instantânea tendo avançado três possíveis explicações para a aparente causalidade instantânea.¹⁹

¹⁶ GRANGER (1980) p.339.

¹⁷ GRANGER (1980).

¹⁸ GRANGER (1980) utilizou como um exemplo do *leading indicator* o caso do raio e do trovão. O raio é observado antes do trovão ser ouvido visto a velocidade da luz ser maior do que a do som, assim pode parecer que o raio causa o trovão, quando ambos tem uma causa comum, a descarga eléctrica.

¹⁹ Ver GRANGER (1988).

GRANGER (1980) alargou o conceito de causalidade para uma definição mais geral e não apenas o caso da causalidade linear em média. Em GRANGER (1988) resumiu e comparou as duas definições da seguinte forma:

Para responder à questão se um vector de uma série temporal económica y_t causa outro vector x_t , interessa considerar dois conjuntos de informação

$$J_t: x_{t-j}, y_{t-j}, w_{t-j}, \quad j \geq 0,$$

$$J'_t: x_{t-j}, w_{t-j}, \quad j \geq 0,$$

de forma a que J_t usa toda a informação disponível mas J'_t exclui a informação passada e presente de y_t . Assume-se que os componentes de y_t não são funções perfeitas das outras componentes de J_t , assim, não existe uma função $g(\cdot)$ tal que $y_t = g(w_{t-j}, j \geq 0)$. Sendo $f(x|J)$ a distribuição condicional de x dado J e $E[x|J]$ a correspondente média condicionada, consideram-se as seguintes definições de causalidade:

- (i) y_t não causa x_{t+1} com respeito a J_t se

$$f(x_{t+1}|J_t) = f(x_{t+1}|J'_t)$$
- (ii) y_t é uma *prima facie*²⁰ causa de x_{t+1} com respeito a J_t , se

$$f(x_{t+1}|J_t) \neq f(x_{t+1}|J'_t)$$
- (iii) y_t não causa x_{t+1} *em média*, com respeito a J_t se

$$E[x_{t+1}|J_t] = E[x_{t+1}|J'_t]$$
- (iv) y_t é uma *prima facie* causa de x_{t+1} *em média*, com respeito a J_t , se

$$E[x_{t+1}|J_t] \neq E[x_{t+1}|J'_t]$$

Estas definições baseiam-se em dois princípios fundamentais:

- (a) a causa ocorre antes do efeito.
- (b) A série causal contém informação especial sobre a série que é causada, informação esta que não está disponível noutras séries disponíveis w_t .

Em termos de previsão, as definições apresentadas tem diversas implicações. A expressão *em média* implica que, se y_t causa x_{t+1} , então x_{t+1} é "melhor" previsto se a

²⁰ Na prática, J_t contém consideravelmente menos informação do que a disponível no universo, daí a utilização do termo *prima facie*. GRANGER (1988) p.201.

informação sobre y_{t-j} é utilizada do que se não o for, onde “melhor” quer dizer uma menor variância do erro de previsão. A definição (ii) implica que quando se está a tentar prever qualquer função de x_{t+1} , ter-se-á melhores resultados, e nunca piores, usando a informação contida em y_{t-j} , $j \geq 0$.

A definição (ii) é uma definição mais fraca de causalidade que (i), mas cujo nome foi dado de forma a incluir a assunção de que a possível causalidade não é considerada para qualquer grupo arbitrário de variáveis, mas apenas para aquelas para as quais o investigador acredite à partida que é provável que exista causalidade²¹.

Os procedimentos para testar a existência de causalidade são explicados em GRANGER (1980) que remete parte da explicação para o estudo de PIERCE e HAUGH (1977). Considerando as séries conjuntamente estacionárias x_t e y_t , de média zero que são não determinísticas, a representação por médias móveis pode ser descrita

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Psi_{11}(B) & \Psi_{12}(B) \\ \Psi_{21}(B) & \Psi_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_t \\ b_t \end{bmatrix} \quad (24)$$

e o modelo autorregressivo correspondente

$$\begin{bmatrix} A(B) & H(B) \\ C(B) & D(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_t \\ b_t \end{bmatrix}. \quad (25)$$

Em vez de considerar modelos para as séries pode-se igualmente considerar as relações entre as séries já filtradas (*prewhitened*). Se os filtros $F(B)x_t = u_t$ e $G(B)y_t = v_t$ produzem um par de séries u_t e v_t que são individualmente *ruído branco*, então modelos de médias móveis e autoregressivos existirão na seguinte forma

$$\begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}(B) & \theta_{12}(B) \\ \theta_{21}(B) & \theta_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_t \\ b_t \end{bmatrix}, \quad (26)$$

e

$$\begin{bmatrix} \alpha(B) & \beta(B) \\ \gamma(B) & \delta(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_t \\ b_t \end{bmatrix}. \quad (27)$$

Denotando por $\rho_{uv}(k)$ a correlação entre u_{t-k} e v_t , e considerando a regressão

²¹ GRANGER (1980) p.343 advertiu para a importância de existir à priori uma teoria convincente para a relação causal ser considerada.

$$V_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \omega_j u_{t-j} + f_t, \quad (28)$$

em que $\rho_{uv}(k) = (\sigma_u / \sigma_v) \omega_k$. Similarmente, pode-se considerar a regressão

$$y_t = V(B)x_t + h_t. \quad (29)$$

Aqui $V(B) = (F(B)/G(B)) \omega(B)$ e f_t, h_t são resíduos que são não correlacionados com u_{t-j}, x_{t-j} respectivamente, mas não são necessariamente *ruídos brancos*. Usando esta notação Pierce e Haugh provam os seguintes teoremas:

- 1- Causalidade (*prima facie*) instantânea (*em média*) existe se e só se as seguintes condições de equivalência se verificam:
 - (i) pelo menos uma das $\text{cov}(a_t, b_t), \gamma(0), \beta(0)$ em (27) são não zero, ou
 - (ii) pelo menos uma das $\text{cov}(a_t, b_t), H(0), C(0)$ em (25) são não zero.
- 2- y não é uma causa (*prima facie*) em média de x se e só se as seguintes condições de equivalência se verificam:
 - (a) $\Psi_{12}(B)$ [equivalentemente $\theta_{12}(B)$] podem ser escolhidas para serem zero.
 - (b) $\theta_{12}(B)$ é ou zero ou uma constante.
 - (c) $\Psi_{12}(B)$ é ou zero ou proporcional a $\Psi_{11}(B)$.
 - (d) $V_j = 0$ ($j < 0$) em (29).
 - (e) $\beta(B)$ é ou zero ou uma constante.
 - (f) $H(B)$ é ou zero ou proporcional a $A(B)$.
 - (g) $\rho_{uv}(k) = 0$, ou equivalentemente $\omega_k = 0$ ($k < 0$).

Devido à variedade das condições equivalentes, numerosos testes podem ser aplicados. Granger estudou essencialmente o modelo (25), primeiro adequando o modelo bivariado com $H(B)$ restringido a zero e de seguida adequando novamente o modelo sem esta restrição, para determinar se uma diminuição significativa na variância dos resíduos para a equação x_t pode ser conseguida. No entanto estes testes não são muito importantes por duas razões: por um lado lidam apenas com o caso bivariado enquanto que aplicações mais importantes envolvem normalmente mais variáveis, por outro, não estão apropriadamente baseados nas definições apresentadas. Assim, testes baseados nas condições equivalentes do teorema 2 são apenas testes de qualidade de ajustamento, enquanto que a definição original requer evidência de que se melhorou a previsão. Para satisfazer esta exigência, modelos alternativos, baseados em diferentes

informações, podem ser identificados e estimados usando a primeira parte da amostra e comparando depois a qualidade da previsão com a última parte da amostra.

O chamado teste directo de Granger²², que não foi por ele sugerido mas que está implícito em GRANGER (1969), consiste em regredir x no próprio passado e no de y , dando directamente uma estimativa da equação (25). A possibilidade de y causar x pode ser examinada testando se os coeficientes desfasados de y são zero. Com esta abordagem é necessária precaução de forma a assegurar que a especificação do modelo é a adequada para que os resíduos sejam na verdade o *ruído branco* a_t na equação (25). Omitindo valores relevantes desfasados de x pode produzir o fenómeno da regressão espúria.

O teste proposto por PIERCE e HAUGH (1977), baseado em estudos desenvolvidos por Haugh²³, assume que o sistema de informação consiste em duas variáveis X e Y , e que existem transformações

$$x_t = T_x X_t, \quad y_t = T_y Y_t,$$

de forma a que (x_t, y_t) é uma série temporal não determinística, estacionária na covariância, e de forma a que x e y são relacionadas causalmente da mesma maneira que X e Y . Frequentemente T_x e T_y consistem nas operações das primeiras diferenças ou das diferenças sazonais, pois na maior parte dos casos estas transformações são necessárias (e suficientes) para tornar as séries estacionárias.

O processo (x_t, y_t) é representado em termos de médias móveis pela expressão (24), e na forma autorregressiva pela expressão (25).

Cada um dos x_t e y_t tem representação como processos lineares univariáveis que são escritos na forma autorregressiva como

$$\begin{bmatrix} F(B) & 0 \\ 0 & G(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix}. \quad (30)$$

²² PIERCE e HAUGH (1977) p.288.

²³ HAUGH (1972) citado por PIERCE e HAUGH (1977).

Da expressão (30) é derivado o modelo conjunto para os resíduos univariados que tem a forma de (27). As correlações cruzadas, $\rho_{uv}(k)$, entre as séries filtradas $u_t = F(B)x_t$ e $v_t = G(B)y_t$, podem ser usadas para caracterizar qualquer acontecimento de causalidade. Assim, X causa Y se $\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algum $k > 0$, Y causa X se $\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algum $k < 0$, e existe causalidade bidireccional se $\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algum $k > 0$ e algum $k < 0$. A causalidade instantânea existe se $\rho_{uv}(k) \neq 0$ e X e Y são independentes se $\rho_{uv}(k) = 0$ para todo e qualquer k.

Na prática os filtros $F(B)$ e $G(B)$ que transformam as séries x_t e y_t não são conhecidos sendo necessário proceder à sua estimação a partir das amostras das séries. Obtêm-se então, as estimativas $\hat{F}(B)$ e $\hat{G}(B)$ dos verdadeiros filtros, e os resíduos $\hat{u}_t$ e $\hat{v}_t$ dados por

$$\hat{u}_t = \hat{F}(B)x_t, \quad \hat{v}_t = \hat{G}(B)y_t.$$

A análise da causalidade é feita utilizando as correlações cruzadas dos resíduos amostrais

$$\hat{r}_{uv}(k) = \sum \hat{u}_{t-k} \hat{v}_t / [\sum \hat{u}_t^2 \sum \hat{v}_t^2]^{1/2} \quad (31)$$

Para utilizar esta estatística para testar hipóteses sobre acontecimentos de causalidade é necessário conhecer a sua distribuição sob a hipótese nula de que o tipo de causalidade a ser testada está ausente. Considerando a hipótese nula de independência das séries, as correlações cruzadas dos resíduos seguem uma distribuição assintoticamente normal com média zero e desvio padrão $1/\sqrt{n}$.

Para detectar se de facto algum tipo de causalidade está presente, a estatística

$$U = n \sum_{K=-N}^M \hat{r}_k^2 \quad (32)$$

segue uma distribuição do Quiquadrado com $(N+M+1)$ graus de liberdade.

-Este teste é contudo limitado pois pode resultar numa subestimação da significância, isto é, a tendência para não detectar causalidade quando ela existe.

Uma questão importante analisada por GRANGER (1988) é a do efeito da relação entre cointegração e causalidade nos testes de causalidade. As definições de

causalidade omitem qualquer assunção sobre se as séries consideradas são $I(0)$ ou $I(1)$, mas se elas forem $I(1)$, como é frequente nas séries macro-económicas, então é necessário tomar precauções quando se efectua uma análise empírica. Quando duas séries são $I(1)$ mas são cointegradas, então, de acordo com o capítulo anterior, são geradas por um modelo de correcção de erro (MCE) com a seguinte forma:

$$\Delta x_t = \gamma_1 z_{t-1} + \text{lagged } \Delta x_t, \Delta y_t + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t = \gamma_2 z_{t-1} + \text{lagged } \Delta x_t, \Delta y_t + \varepsilon_{2t}$$

em que um dos $\gamma_1, \gamma_2 \neq 0$ e $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ são médias móveis de ordem finita. Assim, variações nas variáveis x_t, y_t são parcialmente conduzidas pelo valor prévio de z_t . A linha $x - Ay = 0$ pode ser considerada um *attractor*²⁴ ou um equilíbrio para o sistema onde x_t é representado contra o y_t , de forma a que z_t pode ser interpretado como até que ponto o sistema está em desequilíbrio. Uma consequência do MCE é que ou Δx_t ou Δy_t (ou os dois) deve ser causado por z_{t-1} que por sua vez é função de x_{t-1}, y_{t-1} . Assim, se as duas séries são cointegradas, ou x_{t+1} é causado em média por y_t , ou y_{t+1} por x_t . Esta conclusão pode parecer surpreendente tendo em conta que a cointegração preocupa-se com o equilíbrio e com o longo prazo, enquanto a causalidade em média se preocupa com a previsão a curto prazo. No entanto, o que realmente se pode concluir, é que para um par de séries atingir o equilíbrio é essencial a existência de alguma causalidade entre elas para fornecer a dinâmica necessária. Granger advertiu que por vezes a causalidade pode estar presente mas não ser detectada pelos procedimentos de testes utilizados. Este problema apenas surge quando as séries são $I(1)$ e cointegradas.

A relação entre causalidade e cointegração e modelos de correcção de erro foram também analisadas por TODA e PHILLIPS (1993). Estes autores concluíram que, nos modelos VAR nos seus níveis, os testes de causalidade são válidos assintoticamente como Quiquadrado apenas se existir suficiente cointegração com respeito às variáveis cujos efeitos de causalidade estão a ser testados. Por outro lado, a utilização de MCE para testar a existência de causalidade é mais promissora do que a utilização de modelos VAR nos seus níveis, no entanto os testes de causalidade em MCE nem sempre são válidos assintoticamente como Quiquadrado.

²⁴ GRANGER (1991) e GRANGER (1993)

HOLLAND (1986) analisou diversas áreas de interesse relacionadas com o conceito de causalidade, tendo ainda comparado alguns modelos e suas aplicações em três disciplinas – Medicina, Economia e Ciências Sociais. O autor articulou as seguintes três ideias sobre relações causais, que na sua opinião deveriam ser tidas em conta para experiências estatísticas:

- (i) A análise da causalidade deveria começar com o estudo dos efeitos das causas em vez da abordagem tradicional que tenta definir qual a causa de um dado efeito, pois, segundo o autor, a causa estará sujeita a revisão à medida que o conhecimento do fenómeno aumenta.
- (ii) Os efeitos das causas estão sempre relacionados com outras causas, isto é, são necessárias duas causas para definir um efeito.
- (iii) Nem tudo pode ser uma causa. Que tudo tem uma causa, é por vezes chamado a lei da causalidade, mas isso não implica que tudo pode ser causa de algo.

Holland criticou o conceito de causalidade de Granger argumentando que a causalidade de Granger é sempre temporária pois se o analista recolher mais informação sobre as variáveis deixará de ter uma relação causal passando a uma relação espúria.

GEWEKE, MEESE e DENT (1983) investigaram as propriedades de vários testes de hipóteses de que y não causa x , preocupando-se com as distribuições sob a hipótese nula e com a capacidade de rejeitar a hipótese nula sob várias alternativas, em amostras finitas. Para o efeito conduziram uma série de experiências de Monte Carlo. Estudaram três variantes do teste de Granger baseados nos testes de Wald, rácio de verosimilhança e multiplicador de Lagrange, tendo concluído que se deve utilizar a variante de Wald nos testes de Granger à variável dependente desfasada, que tem, entre outras, a vantagem de ser fácil a sua aplicação e exigir apenas um algoritmo MMQO. Contudo o estudo tem uma limitação, pois apenas contemplou séries que são estacionárias.

Às séries temporais não estacionárias é frequentemente removida a tendência regredindo a série no tempo ou numa função do tempo. Assim, as séries x_t e y_t são em

geral transformadas através de filtros, de forma a que o termo de perturbação (u_t) se torne *ruído branco*. KANG (1985) investigou os efeitos da remoção da tendência das séries nos testes de causalidade no sentido de Granger. Para esse efeito analisou as relações causais entre o PIB nominal e a oferta de moeda, e entre o PIB real e a oferta de moeda, nos EUA, utilizando os dois modelos seguintes

$$y_t = a + \sum_{i=1}^r b_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^s c_j x_{t-j} + u_t \quad (33)$$

$$y_t = a + \sum_{i=1}^r b_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^s c_j x_{t-j} + d_t + u_t \quad (34)$$

sendo a diferença entre os dois a inclusão de uma variável tendência linear no modelo (34). Se é conhecido, ou se assume que o modelo (33) é verdadeiro, então no modelo (34) tem-se uma variável desnecessária. Por outro lado, se é conhecido, ou se assume que o modelo (34) é verdadeiro, então o modelo (33) estará mal especificado omitindo variáveis. A escolha entre os dois modelos é frequentemente arbitrária, mas tem consequências nas conclusões sobre a existência de causalidade.

A maior parte das séries económicas são não estacionárias, e uma das formas para as tornar estacionárias é diferenciá-las, ou seja, a transformação é efectuada usando um filtro (1-B). Outra das transformações possíveis é através dos modelos ARIMA, de forma a que os resíduos das séries x_t e y_t resultem numa série *ruído branco*. O filtro mais usado para remover a tendência nas séries económicas é o filtro (1-B). Assim que as variáveis são transformadas usando logaritmos, um filtro de diferenciação torna a série original numa taxa de crescimento da série.

A análise efectuada por Kang resultou nas seguintes conclusões: primeiro, que os resultados dos testes de causalidade são sensíveis aos esquemas de filtragem, quer se remova a tendência das séries ou não; segundo, que quando uma série é transformada usando os modelos ARIMA, os resultados não são muito diferentes pelo facto de se remover a tendência; terceiro, se nos testes se utilizarem taxas de crescimento, as relações de causalidade são muito sensíveis ao facto de se remover a tendência ou não; por último, qualquer que seja o filtro utilizado, remover a tendência das séries tende a eliminar as relações de causalidade, isto é, as relações de causalidade tornam-se menos

significativas e as relações tornam-se mais independentes. Estas conclusões são baseadas no estudo efectuado entre o PIB e a oferta de moeda, e além disso apenas contemplam o caso em que a tendência é linear.

Na presente investigação, e sendo um dos objectivos determinar se existe entre as séries causalidade no sentido de Granger, optou-se por utilizar o teste directo de Granger.

CAPÍTULO IV - ANÁLISE EMPÍRICA

A presente análise empírica refere-se a Portugal para o período 1960-1993. As variáveis em consideração são o investimento público, o investimento privado e o crescimento económico medido pelo PIB. O objectivo desta análise é determinar se o investimento público causa, no sentido de Granger, o investimento privado e o crescimento económico. Antes de se poder testar a causalidade é necessário determinar se as séries são estacionárias, ou se ambas forem não estacionárias, se são cointegradas.

4.1 SÉRIES ESTATÍSTICAS

A recolha de dados históricos para as variáveis em análise levantou alguns problemas. Os dados sobre o PIB e a FBCF total estão disponíveis em séries longas e em diversas fontes. O mesmo não acontece para a separação da FBCF em valores para os sectores público e privado²⁵ não tendo sido possível encontrar uma só fonte de dados para um período razoável.

Para os valores do PIB e da FBCF total foi escolhida a publicação do Banco de Portugal - Séries Longas para a Economia Portuguesa. Da mesma fonte obtém-se também a FBCF das Administrações Públicas, mas não a FBCF do sector empresarial do Estado. A definição de investimento privado em economias em que o sector empresarial do Estado tem um papel importante, não é clara, pois não existe um consenso sobre se essas empresas devem integrar o sector público ou o sector privado²⁶.

Numa primeira fase será efectuada a análise apenas com estes dados considerando o Sector Empresarial do Estado como pertencendo ao sector privado, e achando-se então a FBCF privada como diferença entre a FBCF total e a FBCF das Administrações Públicas.

²⁵ São diversos os autores que mencionam dificuldades existentes na obtenção de dados para a separação do investimento em público e privado, por ex: RAM (1996), BLEJER e KHAN (1984) e RAMIREZ (1996).

²⁶ BLEJER e KHAN (1984) p.380.

Numa segunda fase, e atendendo à considerável importância do Sector Empresarial do Estado, tentou-se determinar a FBCF do sector público total²⁷ (Administrações Públicas e Sector Empresarial do Estado), sendo para isso necessário recorrer a diferentes fontes e adaptar os dados disponíveis.

Na publicação da OCDE - National Accounts, a FBCF é apresentada separadamente por sectores privado e público, e em montantes, para o período 1960-1975. No entanto a utilização destes dados de uma forma directa não foi possível visto que os totais da FBCF apresentados nesta publicação não coincidem com os apresentados por outras fontes (Banco de Portugal e INE), assim foram calculadas as percentagens da FBCF privada no total da FBCF e seguidamente aplicadas à FBCF total da publicação do Banco de Portugal.

Na publicação do Ministério das Finanças - GAFEPP " Análise do Financiamento do Estado e das Empresas Públicas " e para o período 1977-1993 são apresentadas percentagens da FBCF das empresas públicas não financeiras na FBCF total da economia. Através da aplicação destas percentagens à FBCF total e adicionando à FBCF das Administrações Públicas obtém-se a FBCF do sector público. No entanto, para o ano de 1976 não se encontram dados disponíveis em nenhuma das publicações mencionadas pelo que se recorreu à interpolação linear para obter este valor.

A referida publicação do Banco de Portugal apresenta os valores do PIB a preços correntes e a preços do ano anterior, assim, utilizando o índice de variação ano a ano foi construída a série a preços constantes utilizando como ano base o ano de 1977 (ano intermédio de todo o período em análise e que é frequentemente utilizado na literatura). O mesmo índice foi aplicado às restantes séries²⁸. As séries de todas as variáveis em análise constam no anexo I, quer a preços correntes (I.1) quer a preços de 1977 (I.2).

Todos os gráficos, quadros e resultados dos testes estatísticos que são apresentados ao longo deste capítulo são baseados nas séries a preços constantes²⁹.

²⁷ KHAN e REINHART (1990) incluíram investimento do sector empresarial não financeiro do Estado no investimento público.

²⁸ Como BLEJER e KHAN (1984) p.400 que utilizaram o deflactor do PIB para todas as séries.

²⁹ Inicialmente toda a análise foi efectuada com as séries a preços correntes. Os resultados não são aqui apresentados mas para cada uma das secções que se seguem serão mencionadas em rodapé as conclusões retiradas dessa primeira análise.

Pelas razões expostas, as séries em análise são divididas em dois grupos, sendo a série PIB comum aos dois. No primeiro grupo a FBCF do sector público refere-se apenas ao sector da Administração Pública designada por IadPubl (Investimento das Administrações Públicas), sendo neste caso a FBCF do sector privado, que é obtida por diferença para a FBCF total, designada por Ipriv1 (Investimento Privado1). No segundo grupo a FBCF do sector público inclui as Administrações Públicas e o sector empresarial do Estado e é designada por Ipubl (Investimento Público) e a FBCF do sector privado é designada por Ipriv2 (Investimento Privado2).

Os resultados apresentados neste capítulo relativamente à estacionariedade das séries, aos testes de cointegração e aos testes de causalidade, foram obtidos com a utilização do programa informático EVIEWS – Econometrics Views para Windows. No entanto todos os resultados empíricos da presente análise devem ser interpretados com uma certa precaução dada a reduzida dimensão da amostra³⁰.

4.2 BREVE HISTORIOGRAFIA DAS VARIÁVEIS EM ANÁLISE EM PORTUGAL: 1960-1993

Entre 1960 e 1993 o desenvolvimento económico em Portugal foi muito acentuado. O PIB (Gráfico 1) esteve em crescimento em quase todo o período em análise, enquanto a FBCF (Gráfico 2) teve em alguns anos quebras acentuadas. Para todo o período o PIB registou uma taxa de crescimento média de 4,85% e a FBCF uma taxa de crescimento média de 5,85% (Quadro 1).

É possível identificar períodos com características distintas no comportamento das variáveis. Assim, é frequente a separação do período 1960-93 em três épocas

³⁰ ANWAR, DAVIES e SAMPATH (1996) p.183 “ Só se podem retirar conclusões robustas se estiverem disponíveis dados para longos períodos de tempo. Os testes de raiz unitária e de cointegração são muito sensíveis ao número de observações. Alterações estruturais na economia ao longo dos anos também alteram os resultados dos testes. Observações anuais de 33 anos não são suficientemente longas.” EVANS e SAVIN (1984) p.1266 concluem que para amostras de dimensão inferior a 100 observações, o teste de Dickey-Fuller tem fraca potência.

distintas em que a revolução de 1974 marca o início da segunda, e a entrada para a CEE em 1986 marca o início da terceira época.

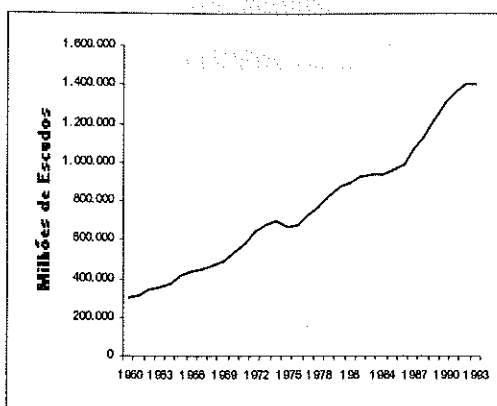


Gráfico 1 – PIB a preços constantes

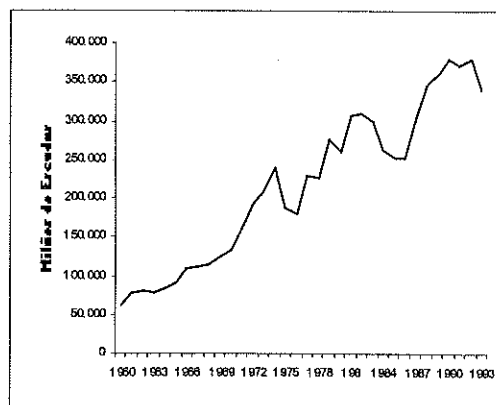


Gráfico 2 – FBCF a preços constantes

Quadro 1 - Taxas médias de crescimento

Período	PIB	FBCF
1960 - 1973	6,51%	9,91%
1974 - 1985	3,00%	2,51%
1986 - 1993	4,94%	4,25%
1960 -1993	4,85%	5,85%

O investimento público teve em média, para todo o período em análise, um crescimento superior ao do investimento total quer considerando apenas o investimento das administrações públicas, quer incluindo o sector empresarial do Estado (Quadro 2).

Quadro 2 - Taxas médias de crescimento

Período	Investimento das Administrações Públicas	Investimento Público
1960 - 1973	5,95%	10,42%
1974 - 1985	8,19%	8,94%
1986 - 1993	7,90%	5,70%
1960 -1993	7,24%	8,74%

A crescente participação do Estado no investimento total é notória, sobretudo quando incluído o sector empresarial do Estado, representando neste caso, em média para todo o período, quase 25% do investimento total (Quadro 3).

Quando medido em relação ao PIB (Quadro 4), o investimento público também demonstra uma maior evolução quando se considera o sector empresarial do Estado. O investimento das administrações públicas representa em média 3% do PIB não demonstrando grandes variações a partir de 1974.

Quadro 3 - Participação média dos investimentos na FBCF

Período	Investimento das Administrações Públicas	Investimento Público
1960 - 1973	9,90%	18,48%
1974 - 1985	11,39%	29,53%
1986 - 1993	12,59%	27,20%
1960 -1993	11,06%	24,43%

Quadro 4 - Percentagem média dos investimentos no PIB

Período	Investimento das Administrações Públicas	Investimento Público
1960 - 1973	2,42%	4,59%
1974 - 1985	3,48%	9,01%
1986 - 1993	3,46%	7,52%
1960 -1993	3,04%	6,84%

4.2.1 Período 1960 a 1973

Neste período de estabilidade económica o crescimento em Portugal foi mais rápido que em qualquer outra altura. O PIB entre 1960 e 1973 cresceu a uma taxa média de 6,5% (Quadro 1). Naturalmente que a outros níveis também se registaram alterações associadas ao crescimento, nomeadamente, e de interesse para o presente estudo, o aumento do investimento em infra-estruturas. Este forte ritmo do crescimento registou-se a nível mundial, tendo este sido um factor determinante para o crescimento da

economia portuguesa. No entanto o crescimento registado em Portugal foi superior ao registado nos países mais prósperos da Europa³¹, o que se compreende pelo facto de Portugal se encontrar bastante atrasado em termos de desenvolvimento económico. Outra das características deste período foi a crescente abertura de Portugal ao exterior.

As políticas governamentais, apesar do grande crescimento, continuaram conservadoras. Assim, a política orçamental tinha como objectivo principal evitar défices orçamentais, e a política monetária manteve quase inalteradas as taxas de juro. Por outro lado continuou a existir intervencionismo por parte das autoridades como os controles sobre os preços, barreiras proteccionistas e outras intervenções. Este intervencionismo, embora prejudicial na óptica da eficiência dos factores produtivos, pode também ter sido benéfico para o investimento privado na medida em que a protecção às empresas beneficiadas as pode ter induzido a investimentos que de outra forma não realizariam.

Quanto ao investimento, este tinha um papel importante nas políticas de desenvolvimento económico como factor de expansão da capacidade produtiva. Neste período a taxa média de crescimento da FBCF foi de quase 10% (Quadro 1). Os planos de fomento focavam a promoção dos investimentos, e em especial os investimentos públicos. A estrutura dos planos de Fomento estava essencialmente vocacionada para os sectores da indústria, energia e transportes e comunicações. A percentagem do investimento aplicada nestes sectores era de 79,6% no II Plano (1958-64), de 77% no Plano intercalar (1965-67) e de 62,1 % no III Plano (1968-73)³².

O investimento público neste período aproximou-se dos 5% do PIB (Quadro 4), valor que não era muito diferente do dos outros países da Europa³³. O investimento privado, devido à situação económica favorável neste período, também sofreu uma forte expansão.

O sector empresarial do Estado desenvolveu-se consideravelmente neste período. Em sectores como o dos transportes e comunicações, electricidade, etc., o

³¹ LOPES (1996) p.18.

³² NEVES (1994) p.80.

³³ LOPES (1996) p.240.

sector privado não tinha capacidade para lançar e financiar os grandes empreendimentos necessários à crescente industrialização, tendo então o Governo criado numerosas empresas, cujo capital era maioritariamente público.

4.2.2 Período 1974 a 1985

Este período foi marcado a nível interno pela revolução de 25 de Abril de 1974, e a nível externo pelos choques petrolíferos de 1974 e 1979. Assim, foi um período instável e de fraco crescimento económico não só devido à mudança de regime político mas também devido a factores externos que levaram a um decréscimo no crescimento a nível mundial. A taxa de crescimento média do PIB neste período foi de apenas 3%.

No período que se seguiu ao 25 de Abril, e apesar do programado desenvolvimento económico, os excessos cometidos levaram a que os empresários deixassem de investir. Em 1975 a FBCF decresceu 21,4% (Anexo I). Os aumentos salariais, os saneamentos dos quadros dirigentes, a luta dos trabalhadores para terem o controle das empresas, etc., combinados com os choques externos, contribuíram para a quebra da produtividade e da produção das empresas. Por outro lado, as empresas nacionalizadas em vez de se tornarem mais produtivas, exigiram pelo contrário um esforço do sector público ao necessitarem de dinheiro público para a cobertura de prejuízos e para investimentos de qualidade e rendibilidade duvidosas o que levou em 1975 a um crescimento do investimento público de 40,6% (Anexo II).

Durante 1976-77, das medidas desenvolvidas para combater a crise, destacam-se a política de crédito abundante e barato, a liberalização dos preços ou aumento dos preços controlados, a limitação das subidas salariais, a devolução de empresas intervencionadas pelo Estado aos proprietários, medidas estas que levaram os empresários a investir novamente e a aumentar a produção. Assim, em 1977 o PIB cresceu 6,4% (Anexo I), e a formação bruta de capital fixo aumentou mais de 27% (Anexo I).

A política de ajustamento seguida para melhorar a balança de pagamentos em 1978-79 na sequência do primeiro acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI)

teve como reverso, entre outros, a diminuição do investimento e do consumo. Ocorreu então o segundo choque petrolífero que levou a que o crescimento económico fosse muito baixo em todos os países. Enquanto que os outros países impunham medidas restritivas, em Portugal foram aplicadas medidas expansionistas, nomeadamente criação de incentivos ao investimento e aumento no consumo público. A situação económica foi piorando até nova intervenção do FMI e iniciou-se segundo programa de ajustamento na balança de pagamentos.

O programa do FMI levou a subidas nas taxas de juro, desvalorizações da taxa de câmbio, aumento de alguns impostos, diminuição nos investimentos das empresas públicas e do sector público administrativo. Naturalmente o resto da economia ressentiu-se, e o investimento e o consumo diminuíram, e o PIB baixou no ano de 1984.

O investimento público neste período manteve-se em geral a um nível alto quando medido em relação ao PIB (Gráficos 3 e 4), mas note-se que o PIB registou neste período uma quebra no ritmo de crescimento. A contribuição destes investimentos para o crescimento económico não foi a esperada. Uma grande parte do investimento foi efectuada em projectos do sector público empresarial e administrativo que consumiram grandes recursos mas contribuíram pouco para o aumento da produção. Outra parte do investimento foi em infra-estruturas económicas e principalmente sociais, que não têm um impacto imediato no crescimento.

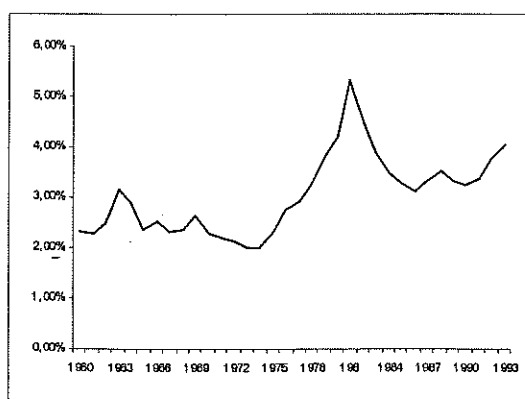


Gráfico 3 – Percentagem do investimento das administrações públicas no PIB

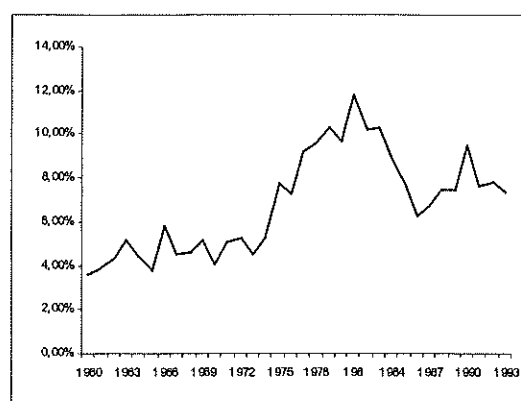


Gráfico 4 – Percentagem do investimento público no PIB

O sector empresarial do Estado aumentou consideravelmente após o 25 de Abril devido por um lado às nacionalizações de empresas de diversos sectores, e por outro ao estabelecimento ou reforço de monopólios estatais de comércio externo (para a importação de cereais, açúcar e óleo, bacalhau, etc.). Nos primeiros anos após as nacionalizações essas empresas realizaram avultados investimentos, muitos dos quais se vieram a revelar desastrosos.

Neste período o investimento no sector empresarial do Estado representou em média 5,5% do PIB (Quadro 4 diferença entre o investimento público e o investimento das administrações públicas).

As empresas públicas, para além de realizarem investimentos excessivos eram na sua maior parte ineficientes, o que levou a que em vez de libertarem meios financeiros se tornassem pelo contrário uma sobrecarga para o Estado ao exigirem novos recursos financeiros que assim deixaram de estar disponíveis para outras aplicações. Do conjunto de empresas públicas não financeiras as únicas que não apresentavam prejuízos eram as que detinham posições de monopólio ou quase monopólio como por exemplo as empresas de telecomunicações.

4.2.3 Período 1986 a 1993

A entrada na Comunidade Europeia marcou o início deste período que foi de considerável estabilidade. Neste período diminuiu o intervencionismo do Estado e foi privatizada uma parte do sector empresarial do Estado. A fase de expansão durou até 1989 tendo-se seguido a fase de depressão até 1993. Assim, entre 1987 e 1990 o PIB teve taxas de crescimento elevadas que em média foram de 7,3% (Anexo I).

As transferências de fundos comunitários permitiram grandes investimentos nomeadamente em infra-estruturas e o investimento privado também aumentou neste período. Em 1987 a FBCF teve um crescimento de 21,3% e em 1988 de 13,1% (Anexo I).

A partir de 1989 iniciou-se nova fase de recessão que foi acompanhada por muitos países da Europa. Assim, e apesar dos fundos comunitários para as obras públicas, a formação bruta de capital fixo diminuiu a partir de 1990.

O sector empresarial do Estado alterou-se neste período devido essencialmente às privatizações. Embora a Lei das privatizações só tenha sido publicada em 1990, antes dessa data já tinham ocorrido várias privatizações parciais, quer através da alienação de quotas e acções das empresas participadas ao sector privado, quer através da transformação das empresas públicas em sociedades anónimas e posterior venda das acções.

Por outro lado a situação financeira das empresas públicas melhorou consideravelmente não só devido à evolução macro-económica favorável, mas também devido a um maior controle exercido sobre elas, nomeadamente a maior disciplina nos investimentos.

Assim, enquanto a percentagem média do investimento das administrações públicas no PIB se manteve neste período, a percentagem média do investimento público total no PIB diminuiu (Quadro 4).

4.3 ANÁLISE DA ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES

Como se pode ver no anexo II, os gráficos das séries mostram que estas registam uma evolução ascendente praticamente em toda a amostra, pelo que se espera que as séries não sejam estacionárias³⁴.

A análise da estacionariedade vai ser efectuada, para cada uma das séries, analisando os correlogramas, o que implica um julgamento subjectivo, e através de um método estatístico mais formal que é o teste aumentado de raiz unitária de Dickey-Fuller (ADF).

³⁴ Na análise das séries a preços correntes a mesma conclusão foi retirada da análise dos gráficos e confirmada pelos correlogramas respectivos. No entanto o teste de Dickey-Fuller apenas permitiu rejeitar a hipótese de raiz unitária para as séries relativas ao investimento privado, para todas as outras os resultados do teste indicaram que elas eram estacionárias.

O teste ADF será efectuado nas três versões possíveis: modelo 1- regressão sem constante nem tendência; modelo 2- regressão com constante; modelo 3- regressão com constante e tendência. Em qualquer um dos casos o teste da raiz unitária é um teste ao coeficiente da variável dependente desfasada, se o coeficiente for significativamente diferente de zero, então a hipótese da série conter uma raiz unitária é rejeitada.

Os modelos respectivos são:

$$\text{Modelo 1: } \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum \Delta y_{t-i} + u_t$$

$$\text{Modelo 2: } \Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum \Delta y_{t-i} + u_t$$

$$\text{Modelo 3: } \Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum \Delta y_{t-i} + u_t$$

e a hipótese nula a testar é $\delta = 0$ (a série contém uma raiz unitária).

O teste de cada um dos modelos implica a utilização de estatísticas diferentes que serão comparadas com os valores críticos³⁵ para cada um dos casos. No anexo III apresentam-se os valores críticos relevantes para as hipóteses em teste.

O teste ADF é feito às séries nos seus níveis, e se a hipótese nula não for rejeitada efectua-se então o teste nas primeiras diferenças das séries e se necessário ainda nas segundas diferenças.

Os quadros 1 a 5 apresentam os valores da estatística ADF para as séries nos seus níveis considerando um desfasamento (*Lag*) =1, e para a primeira diferença das séries considerando *Lags* de 1, 2 e 3. *Lags* de 1 e 2 por serem os mais tradicionais na literatura no caso das séries anuais, e *Lag*=3 de acordo com a regra de Said-Dickey que define o *Lag* (*L*) em função do tamanho da amostra (*T*), em que $L = T^{1/3}$.

4.3.1. PIB

O correlograma da série PIB, anexo IV.1, confirma a não estacionaridade sugerida pela análise do gráfico. Enquanto os valores das autocorrelações decrescem lentamente, os valores das autocorrelações parciais tem para o primeiro *Lag* um valor elevado decrescendo abruptamente para valores próximos de zero logo após o primeiro

³⁵ Os valores críticos utilizados no EVIEWS são os de MACKINNON (1991), que calculou um conjunto maior de valores do que os calculados por Dickey-Fuller, permitindo qualquer tamanho de amostra e variedade de número de variáveis.

Lag, ou seja, esta série apresenta o padrão clássico³⁶ duma série AR(1). Os valores da estatística Q de Ljung-Box testam a hipótese nula de todas as autocorrelações serem zero, e são apresentados nos correlogramas, sendo a distribuição de Q aproximada à do χ^2 com número de graus de liberdade igual ao número de autocorrelações calculadas. Para a série em análise, o valor da estatística Q para Lag=12 é de 121,16 que é superior ao valor crítico de χ^2 (12) para 1% pelo que se rejeita a hipótese nula, ou seja, existe pelo menos uma autocorrelação diferente de zero, confirmando assim a não estacionariedade da série.

Os resultados do teste ADF à série PIB apresentados no Quadro 5 confirmam a não estacionariedade da série original, pois para qualquer um dos modelos considerados o valor da estatística ADF é inferior aos valores críticos e portanto não permite rejeitar a hipótese nula. Após a diferenciação da série, e incluindo uma constante (modelo 2), é possível rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para qualquer um dos desfasamentos considerados, no entanto só para Lag =3 é que é possível rejeitar H_0 ao nível de significância de 1%. Em qualquer um dos desfasamentos considerados a constante é estatisticamente significativa. A inclusão da tendência na regressão (modelo 3) só permite rejeitar a hipótese nula quando Lag =3, no entanto o coeficiente associado à tendência não é estatisticamente significativo. Assim, o conjunto dos resultados indica que a diferenciação do PIB estacionariza esta série que será então, estacionária em torno de uma constante. A série PIB é integrada de ordem um $-I(1)$.

Quadro 5 -- Teste ADF à série PIB

Modelo	PIB	D (PIB)		
	L=1	L=1	L=2	L=3
1	1,812132	-1,577212	-1,706633 *	-1,534294
2	0,11555	-2,692254 c*	-3,55426 c**	-3,915707 c***
3	-2,682223	-2,775265	-3,805967	-4,524897 c***

*, **, *** - Rejeição de hipótese nula a 10%, 5% e 1% de nível de significância.

c, t - Indicam que os coeficientes associados respectivamente à constante e à tendência são estatisticamente significativas a um nível de significância de 5%.

³⁶ JOHNSTON (1997) p.216.

4.3.2 Investimento das Administrações Públicas

O correlograma da série Investimento das Administrações Públicas (IadPubl), anexo IV.2, também confirma a não estacionariedade da série sugerida pela análise gráfica pelas mesmas razões apresentadas na análise da série PIB. A estatística Q apresenta um valor de 114,28 considerando 12 defasamentos, que é consideravelmente superior ao valor crítico de χ^2 (12).

O teste ADF a esta série, Quadro 6, não permite rejeitar a hipótese da raiz unitária na série IadPubl. A série das diferenças D(IadPubl), considerando o modelo sem constante nem tendência (modelo 1), permite rejeitar H_0 com 5% de nível de significância. A inclusão da constante na regressão (modelo 2), só permite rejeitar H_0 com 10% de significância; verifica-se no entanto que a constante não é estatisticamente significativa. Os resultados do teste são semelhantes para qualquer um dos defasamentos considerados na série nas diferenças. Assim, a série IadPubl é estacionária nas primeiras diferenças - I(1).

Quadro 6 -- Teste ADF à série Investimento das administrações públicas

Modelo	Iadpubl	D (Iadpubl)		
	L=1	L=1	L=2	L=3
1	1,337627	-2,380102 **	-2,431519 **	-2,121846 **
2	-0,084829	-2,842214 *	-2,961485 *	-2,823355 *
3	-2,453029	-2,942418	-3,121854	-2,954282

*, **, *** - Rejeição de hipótese nula a 10%, 5% e 1% de nível de significância.

c, t - Indicam que os coeficientes associados respectivamente à constante e à tendência são estatisticamente significativas a um nível de significância de 5%.

4.3.3 Investimento Privado 1

O correlograma da série Investimento Privado 1 (Ipriv1), anexo IV.3 indica que a série é não estacionária. Para $Lag = 12$ o valor para a estatística Q é de 119,84, o que leva à rejeição da hipótese nula de todas as autocorrelações serem diferentes de zero.

Também em Ipriv1 não é possível rejeitar a hipótese da raiz unitária como se vê no Quadro 7. A diferenciação da série leva à rejeição da H_0 a um nível de significância muito confortável, pois para qualquer um dos *Lags* considerados rejeita-se a presença de uma raiz unitária a 1% de nível de significância. Os resultados já não são tão significativos considerando as regressões com uma constante e/ou a tendência, nestes casos apenas se rejeita H_0 para um nível de significância de 5%, e no caso de $Lag=1$ os resultados do modelo 3 apenas levam a rejeitar H_0 para 10% de significância. De qualquer forma a tendência não é estatisticamente significativa em nenhuma das alternativas consideradas, e a constante só é estatisticamente significativa quando $Lag=3$. Conclui-se então que a série é estacionária nas diferenças $I(1)$.

Quadro 7 -- Teste ADF à série Investimento privado 1

Modelo	Ipriv 1	D (Ipriv 1)		
	L=1	L=1	L=2	L=3
1	0,767004	-3,059226 ***	-3,049027 ***	-2,996293 ***
2	-1,160708	-3,324837 **	-3,675204 **	-4,112410 c***
3	-3,168398	-3,258524 *	-3,567990 **	-3,987525 **

*, **, *** - Rejeição de hipótese nula a 10%, 5% e 1% de nível de significância.

c, t - Indicam que os coeficientes associados respectivamente à constante e à tendência são estatisticamente significativas a um nível de significância de 5%.

4.3.4 Investimento Público

O correlograma da série Investimento Público (Ipubl), anexo IV.4 apresenta o mesmo padrão clássico de não estacionariedade confirmado pela estatística Q que para $Lag=12$ apresenta um valor de 122,33 que é superior ao valor crítico.

Os resultados do teste ADF à série Ipubl (Quadro 8) são semelhantes aos da série IadPubl só que mais robustos. A série nos seus níveis também não permite rejeitar a presença de uma raiz unitária. Quanto à série diferenciada, como se pode verificar no quadro 8, o nível de significância a que é rejeitada a H_0 é neste caso de 1% no modelo mais simples (modelo 1) e de 5% no modelo com constante (modelo 2) não sendo esta no entanto, estatisticamente significativa. Também para esta série a inclusão duma

tendência não permite rejeitar a presença de uma raiz unitária. Assim, conclui-se que a série é $I(1)$.

Quadro 8 -- Teste ADF à série Investimento público

Modelo	lpubl	D (lpubl)		
	L=1	L=1	L=2	L=3
1	1,112572	-2,819525 ***	-2,345164 **	-2,756765 ***
2	-0,694275	-3,080622 **	-2,615178	-3,230307 **
3	-1,978573	-3,016195	-2,537172	-3,122015

*, **, *** - Rejeição de hipótese nula a 10%, 5% e 1% de nível de significância.

c, t - Indicam que os coeficientes associados respectivamente à constante e à tendência são estatisticamente significativas a um nível de significância de 5%.

4.3.5 Investimento Privado 2

O correlograma da série Investimento Privado 2 (Ipriv2), anexo IV.5, à semelhança das séries anteriores, também indica a não estacionariedade da série. O valor da estatística Q no $Lag=12$ é neste caso 107,83, o que também leva à rejeição da hipótese nula confirmando que a série é não estacionária.

Como se pode verificar os resultados do teste ADF à série Ipriv2, Quadro 9, conduzem exactamente às mesmas conclusões que os resultados do teste ADF à série Ipriv1. Ambos os casos não permitem rejeitar H_0 para as séries nos seus níveis, e permitem rejeitar a presença de uma raiz unitária nas séries diferenciadas a um nível de significância de 1% para o modelo mais simples. Também em ambas as séries a inclusão de uma constante e/ou uma tendência levam à rejeição de H_0 a níveis confortáveis, embora estes sejam ligeiramente diferentes nas duas séries em alguns dos *lags* considerados. A tendência também não é estatisticamente significativa e a constante apenas o é para $lag=3$. Mais uma vez se conclui que a série é $I(1)$.

Quadro 9 -- Teste ADF à série Investimento privado 2

Modelo	lpriv 2	D (lpriv 2)		
	L=1	L=1	L=2	L=3
1	0,703598	-3,809336 ***	-3,105039 ***	-3,164277 ***
2	-1,173684	-4,158880 ***	-3,620478 **	-4,172388 c***
3	-3,539371 *	-4,069659 **	-3,536654 *	-4,051615 **

*, **, *** - Rejeição de hipótese nula a 10%, 5% e 1% de nível de significância.

c, t - Indica que os coeficientes associados respectivamente à constante e à tendência são estatisticamente significativas a um nível de significância de 5%.

Tendo concluído que todas as séries são integradas da mesma ordem $I(1)$ – o passo seguinte é testar se as séries são cointegradas. Se assim for, uma combinação linear de duas séries $I(1)$ será $I(0)$, ou seja a série resultante será estacionária.

4.4 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

A questão da cointegração, no âmbito do presente estudo, não se coloca para todas as séries entre si, mas apenas entre aquelas em que se pretende testar a causalidade, assim, analisa-se a relação entre o Investimento Público e o PIB, e entre o Investimento Público e o Investimento Privado, para cada um dos grupos de séries. O teste de cointegração cujos resultados se apresentam é o de Johansen. Para este teste o programa EVIEWS considera 5 especificações possíveis:

O teste assume que os dados não têm tendência determinística:

- 1- a equação de cointegração não tem intercepção ou tendência
- 2- a equação de cointegração tem intercepção e não tem tendência

O teste permite que os dados tenham tendência linear determinística:

- 3- a equação de cointegração tem intercepção e não tem tendência
- 4- a equação de cointegração tem intercepção e tem tendência

O teste permite que os dados tenham tendência quadrática determinística:

5- a equação de cointegração tem intercepção e tem tendência.

O teste de Johansen para cada um dos conjuntos de duas séries, testa primeiro a hipótese nula de não cointegração ($r = 0$), e de seguida a hipótese nula de existir no máximo uma equação de cointegração ($r \leq 1$). O teste foi efectuado para as 5 diferentes hipóteses quanto aos dados, mas apenas se apresentam os resultados daquelas que são relevantes para cada um dos grupos.

O teste de cada um dos casos implica a utilização de estatísticas diferentes que serão comparadas com os valores críticos. No anexo V apresenta-se os valores críticos para as hipóteses em teste.

Os quadros 10 a 13 apresentam os valores da estatística de máxima verosimilhança para as hipóteses em análise.

4.4.1 Investimento das Administrações Públicas e PIB

Para estas duas séries o teste de cointegração assume que não existe tendência determinística nos dados. Considerando ou não a existência de uma intercepção na equação de cointegração (1 e 2) e $lag=3$, os resultados indicam a mesma conclusão como se pode verificar no quadro 10. Os rácios de verosimilhança permitem rejeitar a hipótese de não cointegração a um nível de significância de 5%, e não rejeitar a hipótese de no máximo existir um vector de cointegração. Assim, conclui-se que existe uma equação de cointegração entre o Investimento das Administrações Públicas e o PIB.

Quadro 10 - Teste de cointegração às séries Investimento das administrações públicas e PIB

Especificações do Teste	Ho	Rácio de Verosimilhança		
		L=1	L=2	L=3
1	$r = 0$	8,869936	9,958980	15,41704 *
	$r \leq 1$	1,967976	2,292325	2,148111
2	$r = 0$	12,47268	13,82439	20,91534 *
	$r \leq 1$	5,040160	4,79503	7,592294

*, ** - Rejeição de hipótese nula a 5% e 1% de nível de significância,

4.4.2 Investimento das Administrações Públicas e Investimento Privado 1

Entre estas séries, o teste seleccionado permite que os dados tenham tendência linear determinística e incluir quer a intercepção quer a tendência na equação de cointegração (especificação 4). Assim, e de acordo com os resultados apresentados no quadro 11, a hipótese de que as variáveis não estão cointegradas é rejeitada ao nível de 1% considerando os *lags*=1,2, mas não se rejeita a hipótese de no máximo existir um vector de cointegração. Conclui-se então que o Investimento das Administrações Públicas e o Investimento Privado 1 são cointegrados.

Quadro 11 - Teste de cointegração às séries Investimento das Administrações Públicas e Investimento Privado 1

Especificações do Teste	Ho	Rácio de Verosimilhança		
		L=1	L=2	L=3
4	$r = 0$	18,55404	32,54337 **	36,67233 **
	$r \leq 1$	7,176719	5,959884	10,02374

*, ** - Rejeição de hipótese nula a 5% e 1% de nível de significância,

4.4.3 Investimento Público e PIB

Como seria de esperar as especificações para o teste de cointegração entre o Investimento público e o PIB são quase as mesmas que para o Investimento das administrações públicas e o PIB. A única diferença é que neste caso só é possível considerar a inclusão da intercepção na equação de cointegração, enquanto que para o Investimento das administrações públicas e o PIB os resultados eram os mesmos sem a sua inclusão. O desfasamento considerado é também o 3, e o nível de significância a que se rejeita a hipótese de não cointegração é igualmente 5%. Não se rejeita a hipótese de no máximo existir um vector de cointegração, pelo que as variáveis Investimento Público e PIB são cointegradas.

Quadro 12 - Teste de cointegração às séries Investimento Público e PIB

Especificações do Teste	Ho	Rácio de Verossimilhança		
		L=1	L=2	L=3
2	$r = 0$	8,712131	12,20957	21,06653 *
	$r \leq 1$	2,690409	4,080323	5,212261

*,** - Rejeição de hipótese nula a 5% e 1% de nível de significância,

4.4.4 Investimento Público e Investimento Privado 2

Quanto aos resultados da cointegração destas séries, indicam exactamente a mesma especificação do teste que Investimento das Administrações Públicas e o Investimento Privado 1 e os mesmos desfasamentos, só é diferente o nível de significância a que se rejeita a hipótese de não cointegração pois neste caso é de apenas 5%. Assim, também as séries Investimento Público e Investimento Privado 2 são cointegradas.

Quadro 13 - Teste de cointegração às séries Investimento Público e Investimento Privado 2

Especificações do Teste	Ho	Rácio de Verossimilhança		
		L=1	L=2	L=3
4	$r = 0$	19,18521	30,28392 *	25,89800 *
	$r \leq 1$	4,293535	5,100659	7,562738

*,** - Rejeição de hipótese nula a 5% e 1% de nível de significância,

Em suma, os resultados desta secção indicam que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo para cada um dos pares de variáveis analisados³⁷. Assim, embora as séries sejam não estacionárias, existem combinações lineares entre as séries investimento público e PIB, e entre o investimento público e o investimento privado, que resultam em séries estacionárias.

³⁷ Na análise de cointegração das séries a preços correntes, os resultados indicam que existe cointegração entre o IadPubl e o PIB nas especificações 2 e 4 e lag=1. Nos restantes grupos em análise, verifica-se que a preços correntes existe cointegração para qualquer uma das especificações da equação de cointegração e para lag=1,2,3 e a um nível de significância que na maior parte dos casos é de 1%.

4.5 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Tendo concluído que as variáveis em análise são cointegradas, de acordo com GRANGER (1983) terá de existir causalidade pelo menos num sentido. No entanto, e como já mencionado no capítulo III 3.3, a causalidade pode estar presente e não ser detectada pelos testes, isto apenas para séries que são $I(1)$ e cointegradas³⁸. O teste de causalidade de Granger aplicado às séries em estudo pretende determinar se o Investimento Público causa, no sentido de Granger, o Investimento Privado e o crescimento da economia medido pelo PIB, ou seja, se a inclusão de valores passados da variável Investimento Público ajuda a melhorar a previsão das variáveis Investimento Privado e PIB. Por outro lado interessa analisar, existindo causalidade, qual o desfaseamento com que esse efeito se faz sentir.

Os quadros 14 a 17 apresentam os resultados do teste de causalidade efectuados nos níveis das séries.

4.5.1 Investimento das Administrações Públicas e PIB

Como se verifica no quadro 14 o teste à hipótese nula do Investimento das Administrações Públicas ($IadPubl$) não causar, no sentido de Granger, o PIB não é rejeitada para qualquer um dos desfaseamentos considerados. Assim, conclui-se que o Investimento das Administrações Públicas não causa, no sentido de Granger, o PIB. No entanto o PIB causa o Investimento das Administrações Públicas para qualquer um dos *lags* considerados, embora para $lag=4$ o nível de significância a que se rejeita a hipótese nula seja superior a 5%.

³⁸ GRANGER (1988) p.204.

Quadro 14 - Causalidade de Granger entre Investimento das Administrações Públicas e PIB

Hipótese Nula	Lag	Obs	Estatística - F	Probabilidade
PIB não causa Iadpubl	1	33	5,87416	0,02161
Iadpubl não causa PIB			0,68771	0,41349
PIB não causa Iadpubl	2	32	4,42567	0,02176
Iadpubl não causa PIB			0,08463	0,91909
PIB não causa Iadpubl	3	31	3,20335	0,04124
Iadpubl não causa PIB			0,25600	0,85629
PIB não causa Iadpubl	4	30	2,61167	0,06469
Iadpubl não causa PIB			0,95399	0,45293

4.5.2 Investimento das Administrações Públicas e Investimento Privado 1

Os resultados apresentados no quadro 15 não permitem rejeitar a hipótese nula do Investimento das Administrações Públicas (IadPubl) não causar o Investimento Privado 1 (Ipriv1). A hipótese nula do Ipriv1 não causar o IadPubl é rejeitada para $lags > 1$. Assim, conclui-se que existe causalidade unidireccional entre as duas variáveis e que a direcção desta causalidade é do Investimento Privado 1 para o Investimento das Administrações Públicas.

Quadro 15 - Causalidade de Granger entre Investimento das Administrações Públicas e Investimento Privado 1

Hipótese Nula	Lag	Obs	Estatística - F	Probabilidade
Ipriv1 não causa Iadpubl	1	33	1,30571	0,26221
Iadpubl não causa Ipriv1			0,14809	0,70308
Ipriv1 não causa Iadpubl	2	32	3,73412	0,03700
Iadpubl não causa Ipriv1			0,34399	0,71200
Ipriv1 não causa Iadpubl	3	31	2,76908	0,06360
Iadpubl não causa Ipriv1			0,32030	0,81059
Ipriv1 não causa Iadpubl	4	30	3,90933	0,01589
Iadpubl não causa Ipriv1			0,46234	0,76253

4.5.3 Investimento Público e PIB

Neste caso, em que o investimento público considerado inclui também o sector empresarial do Estado, já é possível rejeitar a 5% de significância, a hipótese nula do Investimento Público (Ipubl) não causar o PIB, mas isso só acontece para um desfasamento de 4 anos. Pelo contrário, comparando com os resultados em 4.4.1, só se rejeita a hipótese do PIB não causar o Ipubl para $lags < 4$, e apenas com níveis de significância superiores a 5%. As conclusões neste caso são mistas. Para $lags=1,2,3$ a causalidade tem a direcção do PIB para o Investimento Público, enquanto que para $lag=4$ se pode dizer que o Investimento Público causa o PIB (Quadro 16).

Quadro 16 - Causalidade de Granger entre Investimento Público e PIB

Hipótese Nula	Lag	Obs	Estatística - F	Probabilidade
PIB não causa Ipubl	1	33	3,72099	0,06324
Ipubl não causa PIB			1,40660	0,24493
PIB não causa Ipubl	2	32	2,68119	0,08667
Ipubl não causa PIB			0,45466	0,63943
PIB não causa Ipubl	3	31	2,82836	0,05991
Ipubl não causa PIB			1,71388	0,19084
PIB não causa Ipubl	4	30	1,94278	0,14065
Ipubl não causa PIB			2,88602	0,04750

4.5.4 Investimento Público e Investimento Privado 2

A relação de causalidade encontrada entre o Investimento Público e o Investimento Privado 2 é unidireccional e o seu sentido é do investimento privado para o público (Quadro 17). Comparando com os resultados de 4.4.2 é curioso notar que enquanto no caso anterior não existia esta causalidade para $lag=1$ e existia para $lags>1$, neste caso é precisamente para o desfasamento de um ano que se detecta a causalidade, e a um nível de quase 1% de significância.

Quadro 17 - Causalidade de Granger entre Investimento Público e Investimento

Privado 2

Hipótese Nula	Lag	Obs	Estatística - F	Probabilidade
Ipriv2 não causa Ipubl	1	33	6,94903	0,01315
Ipubl não causa Ipriv2			0,29960	0,58818
Ipriv2 não causa Ipubl	2	32	2,92944	0,07057
Ipubl não causa Ipriv2			0,34455	0,71161
Ipriv2 não causa Ipubl	3	31	2,21585	0,11231
Ipubl não causa Ipriv2			0,28999	0,83217
Ipriv2 não causa Ipubl	4	30	1,77654	0,17130
Ipubl não causa Ipriv2			1,82897	0,16095

Os presentes resultados confirmam a afirmação de Granger de que se duas variáveis são cointegradas, então existe uma relação de causalidade entre elas em pelo menos uma direcção.

Conclui-se então que em geral, o investimento público não causa, no sentido de Granger, nem o PIB nem o investimento privado. Contudo, o facto de se incluir o investimento do sector empresarial do Estado no investimento público leva a que este cause o PIB mas apenas com um desfasamento de 4 anos³⁹.

³⁹ Na análise de causalidade entre as séries a preços correntes, os resultados são muito diferentes. Para lag=2 existe causalidade bidireccional quer entre o investimento público e o PIB, quer entre o investimento público e o investimento privado. Para lag=1 e considerando apenas o sector das administrações públicas, a causalidade também é bidireccional, mas incluindo o sector empresarial do Estado a causalidade não existe do investimento público para o privado e para o PIB, mas sim apenas destes para o investimento público. Então conclui-se que o investimento público das administrações públicas causam no espaço de uma ano as outras variáveis, enquanto que o investimento público total apenas causa as outras ao fim de dois anos.

CAPÍTULO V – CONCLUSÃO

A presente dissertação investigou a relação de causalidade, tal como foi definida por Granger, entre o investimento público e o investimento privado, e entre o investimento público e o crescimento económico, em Portugal para o período 1960-1993. Este foi o objectivo principal desta investigação.

O sector empresarial do Estado dever ou não, ser incluído no sector privado, levou ao objectivo secundário de determinar se as conclusões da investigação diferem em cada um dos casos. Por esse motivo foi construída uma série que permitisse isolar o investimento do sector empresarial do Estado, e todos os testes foram efectuados sobre dois conjuntos de séries, um conjunto em que o investimento público apenas incluía as administrações públicas, e outro que incluía também o sector empresarial do Estado.

A metodologia que foi utilizada na presente investigação é recente e tem sido largamente aplicada em estudos macro-económicos.

Para a análise da estacionariedade das séries, foi primeiro utilizado o método pouco formal de análise das autocorrelações, e de seguida aplicado o teste da raiz unitária de Dickey-Fuller. Este teste, na sua versão mais simples, consiste em regredir o valor de uma variável y na época t , em relação ao valor de y na época $t-1$. Se o coeficiente obtido para $t-1$ for estatisticamente igual a 1 diz-se que a variável y tem uma raiz unitária, ou seja, é não estacionária.

Se duas variáveis são não estacionárias, a utilização do teste de cointegração permite determinar se entre elas existe uma relação de equilíbrio de longo prazo. Assim, diz-se que duas variáveis são cointegradas se existir entre elas uma combinação linear que seja estacionária embora cada uma das variáveis individualmente não o seja. O teste de cointegração utilizado foi o proposto por Johansen.

Se duas variáveis são estacionárias ou cointegradas, é possível testar se existe uma relação de causalidade. Esta relação de causalidade, cujo conceito foi apresentado por Granger, é definida dizendo que y causa x , se pelo facto de se incluir valores

passados de y , se obtiver uma melhor previsão para x do que apenas considerando os valores passados de x .

O estudo da estacionariedade das séries investimento público, investimento privado e PIB pela análise dos respectivos correlogramas, e os testes da raiz unitária de Dickey-Fuller, diagnosticaram que todas as séries são integradas de ordem 1, ou seja, seguem processos aleatórios que incluem uma raiz unitária. As séries são então estacionárias nas primeiras diferenças e não estacionárias na tendência. Este resultado é consistente com os divulgados na literatura que indicam que as séries macroeconómicas são normalmente não estacionárias.

Os testes de cointegração de Johansen indicaram que as séries investimento público e investimento privado são cointegradas. Por outras palavras, existe entre os dois investimentos uma relação de equilíbrio no longo prazo. Também as séries investimento público e PIB são cointegradas indicando que existe uma tendência comum às duas séries. Estas conclusões são apresentadas referindo-nos em geral às variáveis em análise, visto não terem surgido diferenças relevantes nos resultados dos testes de cointegração pelo facto de se incluir o sector empresarial do Estado no sector privado ou no público.

Tendo concluído que as séries são cointegradas sabe-se que existe uma relação causal entre elas pelo menos numa direcção, o que foi confirmado pelos resultados dos testes de causalidade.

Estes resultados permitem concluir que existe causalidade unidireccional entre o investimento público e o investimento privado. O investimento privado causa o investimento público mas o investimento público não causa o investimento privado. Assim, os resultados sugerem que o comportamento do investimento público segue o comportamento do investimento privado.

Considerando apenas o investimento das administrações públicas verifica-se que este é causado pelo investimento privado com um desfasamento superior a um ano.

Incluindo o sector empresarial do Estado, então o investimento público já é causado pelo investimento privado com o desfasamento de apenas um ano, não se

verificando essa causalidade nos anos a seguir. Esta análise parece indicar que não é indiferente considerar o sector empresarial do Estado no sector privado ou público.

Visto a causalidade ser apenas do investimento privado para o público, os resultados indicam que parte do efeito produzido no investimento público é proveniente do investimento do sector empresarial do Estado, pois ao incluí-lo no sector privado só ao fim de dois anos é que o investimento privado causa o investimento das administrações públicas, enquanto que incluindo-o no investimento público o efeito é sentido apenas ao fim de um ano.

No cômputo geral os resultados de causalidade obtidos não são coincidentes com a maior parte dos estudos aqui reportados que concluíram que o investimento público causa o investimento privado. No entanto é coincidente com os resultados de STURM (1998) obtidos para 22 países da OCDE um dos quais é Portugal.

Os resultados dos testes de causalidade entre o investimento público e o PIB também indicam a existência de uma relação causal unidireccional. Assim, o PIB causa o investimento público mas o investimento público não causa o PIB. Considerando apenas o investimento das administrações públicas, este é causado pelo PIB com apenas um ano de desfasamento. Considerando o investimento público total este é causado pelo PIB com desfasamentos até três anos. Para um desfasamento de quatro anos já se detecta causalidade do investimento público para o PIB sendo este o único caso de uma relação causal do investimento público para outra variável.

Atendendo à definição do próprio conceito de causalidade de Granger, seria de esperar ter encontrado relações causais do investimento público para as outras variáveis, pois teoricamente a informação contida na série investimento público ajudaria a melhorar a previsão quanto ao comportamento do investimento privado e do crescimento económico. No entanto, e essa é uma grande limitação da presente investigação, a dimensão da amostra das séries é reduzida pelo que poderá ser essa a razão dos resultados obtidos. Por outro lado Granger restringiu a definição dada ao considerar que a causalidade significa "causalidade linear em média com respeito a um determinado universo de informação", devido a apenas se considerar um subconjunto da informação e não toda a informação disponível. Não existe então qualquer garantia de que o alargamento do universo de informação mantenha os resultados de causalidade

obtidos. Do exposto resulta que as conclusões do presente estudo devem ser vistas com algumas reservas.

O trabalho efectuado e aqui exposto é apenas, e utilizando uma expressão popular, "a ponta do iceberg". No capítulo II foram abordados um número elevado de estudos que exploraram diversas vertentes possíveis para analisar a relação entre o investimento público, o investimento privado e o crescimento económico.

Tentar responder às questões se o investimento público tem um impacto positivo no investimento privado, se o investimento público é mais ou menos eficiente do que o investimento privado e se o investimento público promove o crescimento económico, e se o faz mais do que o investimento privado, parecem-me de interesse para o caso português e justificariam futuras investigações.

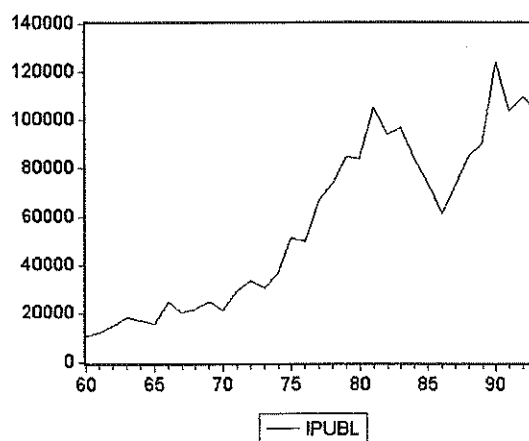
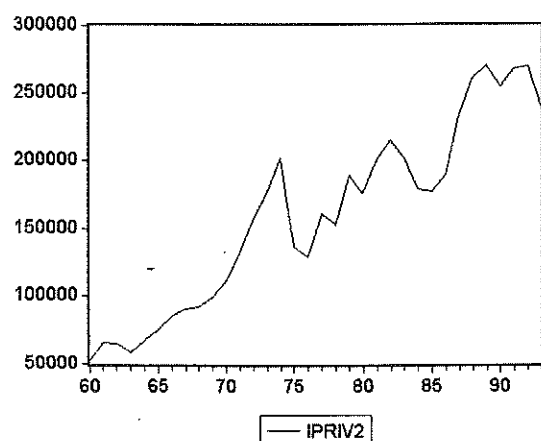
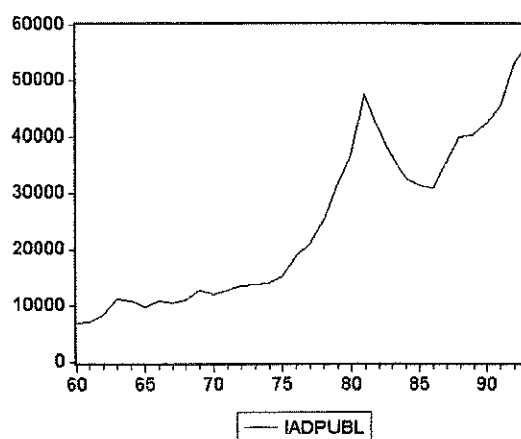
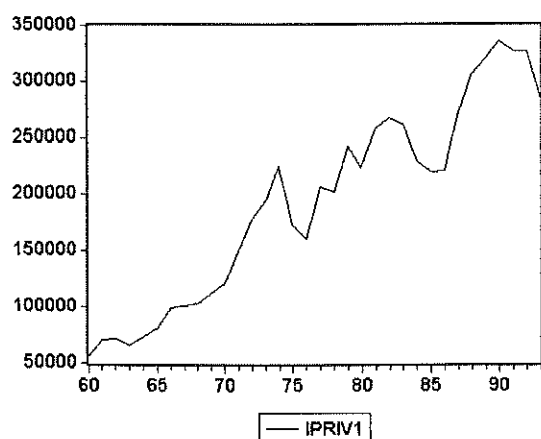
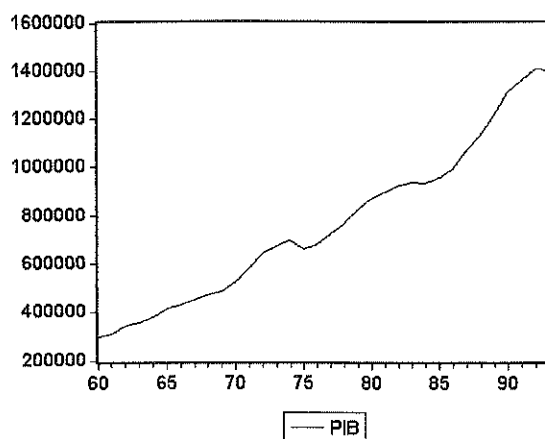
ANEXO I.1 - Séries a preços correntes

Anos	PIB	IADPUBL	IPRIV1	IPUBL	IPRIV2
1960	88.994	2.054	16.786	3.216	15.624
1961	92.648	2.102	21.091	3.579	19.614
1962	103.987	2.582	21.690	4.549	19.723
1963	107.438	3.383	19.835	5.512	17.706
1964	116.626	3.343	22.706	5.205	20.844
1965	135.681	3.221	26.701	5.096	24.826
1966	144.812	3.655	33.284	8.391	28.548
1967	162.217	3.757	36.367	7.358	32.766
1968	175.432	4.121	38.162	8.058	34.225
1969	188.229	4.966	43.467	9.736	38.697
1970	212.358	4.841	48.761	8.646	44.956
1971	245.768	5.404	63.335	12.347	56.392
1972	289.955	6.112	80.355	15.214	71.253
1973	342.817	6.922	98.852	15.613	90.161
1974	405.744	8.096	131.123	21.337	117.882
1975	469.776	10.880	122.398	36.539	96.739
1976	561.947	15.584	132.772	41.124	107.232
1977	722.257	21.180	206.689	66.743	161.126
1978	893.364	29.262	234.259	85.908	177.613
1979	1.135.905	43.651	333.301	116.780	260.172
1980	1.476.316	62.133	379.037	142.851	298.319
1981	1.773.726	94.472	510.595	208.809	396.258
1982	2.144.820	96.328	624.985	219.640	501.673
1983	2.740.339	106.694	766.006	283.017	589.683
1984	3.365.099	117.572	825.003	300.399	642.176
1985	4.131.014	134.900	950.802	318.436	767.266
1986	5.048.501	157.751	1.124.687	314.197	968.241
1987	5.948.432	196.438	1.503.048	402.098	1.297.388
1988	7.100.357	250.922	1.919.230	532.989	1.637.163
1989	8.388.429	279.628	2.214.925	623.888	1.870.665
1990	10.072.063	326.737	2.579.044	951.062	1.954.719
1991	11.534.190	386.692	2.775.563	883.218	2.279.037
1992	12.951.001	488.314	3.006.974	1.009.090	2.486.198
1993	13.545.854	547.635	2.744.039	998.694	2.292.980

ANEXO I.2 - Séries a preços constantes de 1977

Anos	PIB	IADPUBL	IPRIV1	IPUBL	IPRIV2
1960	298.665	6.893	56.334	10.794	52.434
1961	309.357	7.019	70.424	11.952	65.491
1962	341.943	8.490	71.324	14.960	64.854
1963	355.172	11.184	65.571	18.222	58.533
1964	376.762	10.800	73.352	16.814	67.337
1965	412.350	9.789	81.147	15.487	75.449
1966	431.359	10.887	99.145	24.995	85.037
1967	449.542	10.412	100.782	20.390	90.803
1968	472.621	11.102	102.810	21.708	92.204
1969	484.490	12.782	111.882	25.061	99.603
1970	525.959	11.990	120.769	21.415	111.345
1971	581.629	12.789	149.887	29.220	133.456
1972	642.592	13.545	178.081	33.717	157.909
1973	675.037	13.630	194.648	30.743	177.536
1974	695.693	13.881	224.825	36.584	202.123
1975	661.497	15.320	172.350	51.451	136.219
1976	678.638	18.820	160.343	49.664	129.499
1977	722.257	21.180	206.689	66.743	161.126
1978	769.374	25.201	201.746	73.985	152.962
1979	826.725	31.770	242.580	84.994	189.356
1980	870.040	36.617	223.379	84.187	175.809
1981	895.068	47.673	257.659	105.370	199.962
1982	921.447	41.384	268.503	94.361	215.526
1983	938.898	36.556	262.450	96.967	202.038
1984	936.279	32.712	229.542	83.581	178.674
1985	956.856	31.247	220.232	73.759	177.720
1986	991.843	30.992	220.959	61.728	190.223
1987	1.069.839	35.330	270.327	72.318	233.338
1988	1.131.216	39.976	305.768	84.915	260.830
1989	1.211.653	40.390	319.931	90.116	270.205
1990	1.312.068	42.563	335.967	123.893	254.637
1991	1.357.235	45.502	326.602	103.929	268.176
1992	1.405.956	53.011	326.436	109.546	269.901
1993	1.403.345	56.735	284.281	103.464	237.552

ANEXO L3 - Gráficos das séries a preços constantes de 1977



ANEXO II. 1 - Taxas de crescimento calculadas a partir das séries a preços constantes

Taxas de crescimento do PIB

ANO	%	ANO	%	ANO	%	ANO	%
1961	3,58%	1970	8,56%	1979	7,45%	1988	5,74%
1962	10,53%	1971	10,58%	1980	5,24%	1989	7,11%
1963	3,87%	1972	10,48%	1981	2,88%	1990	8,29%
1964	6,08%	1973	5,05%	1982	2,95%	1991	3,44%
1965	9,45%	1974	3,06%	1983	1,89%	1992	3,59%
1966	4,61%	1975	-4,92%	1984	-0,28%	1993	-0,19%
1967	4,22%	1976	2,59%	1985	2,20%		
1968	5,13%	1977	6,43%	1986	3,66%		
1969	2,51%	1978	6,52%	1987	7,86%		

Taxas de crescimento da FBCF

ANO	%	ANO	%	ANO	%	ANO	%
1961	22,48%	1970	6,49%	1979	20,89%	1988	13,12%
1962	3,06%	1971	22,53%	1980	-5,23%	1989	4,22%
1963	-3,83%	1972	17,80%	1981	17,44%	1990	5,05%
1964	9,64%	1973	8,69%	1982	1,49%	1991	-1,70%
1965	8,06%	1974	14,61%	1983	-3,51%	1992	1,97%
1966	21,00%	1975	-21,38%	1984	-12,29%	1993	-10,13%
1967	1,06%	1976	-4,53%	1985	-4,11%		
1968	2,45%	1977	27,19%	1986	0,19%		
1969	9,44%	1978	-0,40%	1987	21,32%		

ANEXO II. 2 - Taxas de crescimento calculadas a partir das séries a preços constantes

Taxas de crescimento do investimento das administrações públicas

ANO	%	ANO	%	ANO	%	ANO	%
1961	1,82%	1970	-6,20%	1979	26,07%	1988	13,15%
1962	20,97%	1971	6,66%	1980	15,26%	1989	1,04%
1963	31,72%	1972	5,91%	1981	30,19%	1990	5,38%
1964	-3,43%	1973	0,63%	1982	-13,19%	1991	6,90%
1965	-9,36%	1974	1,84%	1983	-11,67%	1992	16,50%
1966	11,22%	1975	10,36%	1984	-10,51%	1993	7,02%
1967	-4,37%	1976	22,84%	1985	-4,48%		
1968	6,63%	1977	12,54%	1986	-0,81%		
1969	15,13%	1978	18,98%	1987	14,00%		

Taxas de crescimento do investimento público

ANO	%	ANO	%	ANO	%	ANO	%
1961	10,73%	1970	-14,55%	1979	14,88%	1988	17,42%
1962	25,17%	1971	36,45%	1980	-0,95%	1989	6,13%
1963	21,81%	1972	15,39%	1981	25,16%	1990	37,48%
1964	-7,72%	1973	-8,82%	1982	-10,45%	1991	-16,11%
1965	-7,89%	1974	19,00%	1983	2,76%	1992	5,41%
1966	61,40%	1975	40,64%	1984	-13,81%	1993	-5,55%
1967	-18,43%	1976	-3,47%	1985	-11,75%		
1968	6,47%	1977	34,39%	1986	-16,31%		
1969	15,44%	1978	10,85%	1987	17,16%		

ANEXO III - Valores críticos de Mackinnon para rejeição da hipótese de existência de raiz unitária

Teste à série nos níveis e Lag=1

Modelo	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA		
	1%	5%	10%
1	-2,6369	-1,9517	-1,6213
2	-3,6496	-2,9558	-2,6164
3	-4,2712	-3,5562	-3,2109

Teste à série diferenciada e Lag=1

Modelo	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA		
	1%	5%	10%
1	-2,6395	-1,9521	-1,6214
2	-3,6576	-2,9591	-2,6181
3	-4,2826	-3,5614	-3,2138

Teste à série diferenciada e Lag=2

Modelo	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA		
	1%	5%	10%
1	-2,6423	-1,9526	-1,6216
2	-3,6661	-2,9627	-2,62
3	-4,2949	-3,5670	-3,2169

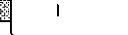
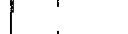
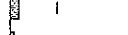
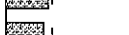
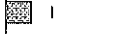
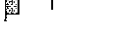
Teste à série diferenciada e Lag=3

Modelo	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA		
	1%	5%	10%
1	-2,6453	-1,9530	-1,6218
2	-3,6752	-2,9665	-2,622
3	-4,3082	-3,5731	-3,2203

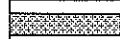
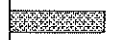
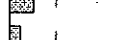
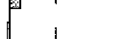
ANEXO IV.1 – Correlograma da série PIB

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.907	0.907	30.489	0.000
		2	0.801	-0.119	55.018	0.000
		3	0.696	-0.047	74.164	0.000
		4	0.593	-0.058	88.502	0.000
		5	0.503	0.012	99.173	0.000
		6	0.425	-0.001	107.07	0.000
		7	0.353	-0.027	112.73	0.000
		8	0.290	-0.009	116.69	0.000
		9	0.229	-0.047	119.25	0.000
		10	0.164	-0.065	120.62	0.000
		11	0.096	-0.066	121.10	0.000
		12	0.031	-0.034	121.16	0.000

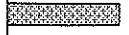
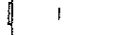
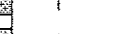
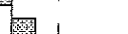
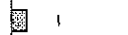
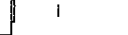
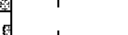
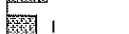
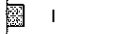
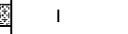
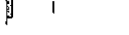
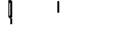
ANEXO IV.2 - Correlograma da série IadPubl

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.881	0.881	28.768	0.000
		2	0.751	-0.111	50.326	0.000
		3	0.642	0.025	66.614	0.000
		4	0.552	0.007	79.049	0.000
		5	0.474	-0.006	88.518	0.000
		6	0.397	-0.039	95.421	0.000
		7	0.345	0.064	100.83	0.000
		8	0.309	0.026	105.33	0.000
		9	0.277	-0.007	109.08	0.000
		10	0.240	-0.026	112.03	0.000
		11	0.183	-0.109	113.80	0.000
		12	0.092	-0.183	114.28	0.000

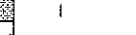
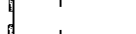
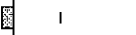
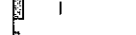
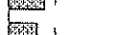
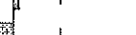
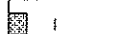
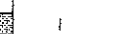
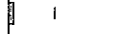
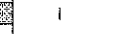
ANEXO IV. 3 - Correlograma da série Ipriv1

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
				1	0.909	0.909	30.642	0.000
				2	0.802	-0.141	55.225	0.000
				3	0.687	-0.098	73.841	0.000
				4	0.576	-0.034	87.393	0.000
				5	0.489	0.063	97.489	0.000
				6	0.407	-0.053	104.73	0.000
				7	0.353	0.093	110.36	0.000
				8	0.312	0.013	114.93	0.000
				9	0.251	-0.169	118.02	0.000
				10	0.173	-0.142	119.54	0.000
				11	0.074	-0.130	119.83	0.000
				12	-0.016	-0.003	119.84	0.000

ANEXO IV. 4 - Correlograma da série Ipubl

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.901	0.901	30.086	0.000
		2	0.808	-0.018	55.047	0.000
		3	0.691	-0.176	73.918	0.000
		4	0.560	-0.158	86.720	0.000
		5	0.474	0.172	96.199	0.000
		6	0.410	0.109	103.56	0.000
		7	0.368	0.026	109.69	0.000
		8	0.330	-0.091	114.83	0.000
		9	0.291	-0.051	118.97	0.000
		10	0.216	-0.203	121.34	0.000
		11	0.130	-0.084	122.24	0.000
		12	0.041	-0.016	122.33	0.000

ANEXO IV. 5 - Correlograma da série Ipriv2

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.894	0.894	29.644	0.000
		2	0.772	-0.134	52.465	0.000
		3	0.658	-0.028	69.553	0.000
		4	0.551	-0.038	81.918	0.000
		5	0.462	0.020	90.907	0.000
		6	0.372	-0.076	96.958	0.000
		7	0.308	0.070	101.26	0.000
		8	0.266	0.045	104.60	0.000
		9	0.210	-0.124	106.75	0.000
		10	0.136	-0.121	107.69	0.000
		11	0.041	-0.141	107.78	0.000
		12	-0.031	0.045	107.83	0.000

ANEXO V - Valores críticos para o teste de Johansen

Especificações do teste	Ho	1%	5%
1	$r = 0$	12,53	16,31
	$r \leq 1$	3,84	6,51
2	$r = 0$	19,96	24,60
	$r \leq 1$	9,24	12,97
3	$r = 0$	15,41	20,04
	$r \leq 1$	3,76	6,65
4	$r = 0$	25,32	30,45
	$r \leq 1$	12,25	16,26
5	$r = 0$	18,17	23,46
	$r \leq 1$	3,74	6,40

BIBLIOGRAFIA :

ARGIMÓN, I.; GONZÁLEZ, P. e ROLDÁN, J. M. (1997), "Evidence of Public spending Crowding-out from a Panel of OCDE Countries", in *Applied Economics*, vol. 29, nº 8, Agosto, pp. 1001-1010.

ASCHAUER, David A. (1989a), "Is Public Expenditure Productive?", in *Journal of Monetary Economics*, vol. 23(2), Março, pp. 177-200.

ASCHAUER, David A. (1989b), "Does Public Capital Crowd Out Private Capital?", in *Journal of Monetary Economics*, vol. 24(2), Setembro, pp. 171-188.

ANWAR, M. S.; DAVIES, S. e SAMPATH, R. K. (1996), "Causality between Government Expenditures and Economic Growth : An Examination Using Cointegration Techniques", in *Public Finance*, vol. 51(2), pp. 166-184.

BARRO, Robert J. (1981), "Output Effects of Government Purchases", in *Journal of Political Economy*, vol. 89, nº 6, pp.1086-1121.

BARRO, Robert J. (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", in *Journal of Political Economy*, vol. 98, nº 5, pp.103-125.

BLEJER, M. I. e KHAN, M. S. (1984), "Government Policy and Private Investment in Developing Countries", in *IMF Staff Papers*, Junho, pp. 379-403.

CROWDER, W. J. e HIMARIOS, D. (1997), "Balanced Growth and Public Capital: An Empirical Analysis", in *Applied Economics*, vol.29, nº 8, Agosto, pp. 1045-1053.

DELONG, J. B. e SUMMERS, L. H. (1991), "Equipment Investment and Economic Growth", in *Quarterly Journal of Economics*, nº 106, pp. 445-502.

DICKEY, David A. e FULLER, Wayne A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", in *Journal of the American Statistical Association*, nº 74, Julho, pp. 427-431.

DICKEY, David A. e FULLER, Wayne A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", in *Econometrica*, vol. 49, nº 4, Julho, pp. 1057-1072.

DICKEY, David A., HASZA, D.P. e FULLER, Wayne A. (1984), "Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series", in *Journal of the American Statistical Association*, nº 79, pp. 355-367.

DICKEY, D. e PANTULA S.G. (1987), "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes", in *Journal of Business & Economic Statistics*, nº 5, pp. 456-461.

DUY, Timothy A. e THOMA, Mark A. (1998), "Modeling and Forecasting Cointegrated Variables: Some Practical Experience", in *Journal of Economics and Business*, nº 50, pp. 291-307.

EASTERLY, William e REBELO, Sergio (1993), "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation", in *Journal of Monetary Economics*, nº 32, pp. 417-458.

ENGLE, Robert F. e GRANGER, C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing", in *Econometrica*, vol. 55, nº 2, Março, pp. 251-276.

ENGLE, Robert F. e YOO, B. S. (1987), "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems", in *Journal of Econometrics*, nº 3(1), Maio, pp. 143-159.

ENGLE, Robert F. e YOO, B. S. (1991), "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results", in Long Run Economic Relationships Readings in Cointegration, Oxford University Press, pp. 237-266.

ERENBURG, S. J. (1993), "The Real Effects of Public Investment on Private Investment: A Rational Expectations Model", in *Applied Economics*, nº 25, pp. 831-837.

ERENBURG, S. J. e WOCHAR, Mark E. (1995), "Public and Private Investment: Are There Causal Linkages?", in *Journal of Macroeconomics*, vol. 17, nº 1, Inverno, pp.1-30.

EVANS, G. B. A. e SAVIN, N. E. (1984), "Testing for Unit Root", in *Econometrica*, nº 52, pp. 1241-1269.

FISHER, Walter H. e TURNOVSKY, Stephen J. (1998), "Public Investment, Congestion, and private Capital Accumulation", in *The Economic Journal*, vol.108, nº 447, Março, pp. 399-413.

FRUTOS, Rafael Flores, DíEZ, Mercedes Gracia e AMARAL, Teodosio Pérez (1998), "Public Capital Stock and Economic Growth: an Analysis of the Spanish Economie", in *Applied Economics*, nº 30, pp. 985-994.

FULLER, W. (1976), Introduction to Statistical Time Series, New York, John Wiley & Sons.

GEWEKE, J. e MEESE, R. (1981), "Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order", in *International Economic Review*, vol.22, Fevereiro, pp. 55-70.

GEWEKE, John; MEESE, Richard e DENT, Warren (1983), "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems", in *Journal of Econometrics*, nº 21, Fevereiro, pp. 161-194.

GHALI, Khalifa H. (1998), "Government Size and Economic Growth: Evidence From a Multivariate Cointegration Analysis", in *Applied Economics*, nº 31, pp. 975-987.

GHALI, Khalifa H. (1998), "Public Investment and Private Capital Formation in a Vector Error-Correction Model of Growth", in *Applied Economics*, nº 30, pp. 837-844.

GRAMLICH, Edward M. (1994), "Infrastructure Investment: a Review Essay", in *Journal of Economic Literature*, vol.32, Setembro, pp. 1176-1196.

GRANGER, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relationship by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", in *Econometrica*, vol. 37, nº 3, Julho, pp. 424-438.

GRANGER, C. e NEWBOLD, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", in *Journal of Econometrics*, nº 2, pp. 111-120.

GRANGER, C.W.J. (1980), "Testing for Causality: a personal viewpoint", in *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 2, pp. 329-352.

GRANGER, C.W.J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification ", in *Journal of Econometrics*, nº 16, pp. 121-130.

GRANGER, C.W.J. (1986), "Statistics and Causal Inference - Comment", in *Journal of the American Statistical Association*, nº 81, pp. 967-968.

GRANGER, C.W.J. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, nº3, Agosto, pp. 213-228.

GRANGER, C.W.J. (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality", in *Journal of Econometrics*, nº 39, pp. 199-211.

GRANGER, C.W.J. (1991), "Some Recent Generalizations of Cointegration and the Analysis of Long-Run Relationships", in Long Run Economic Relationships Readings in Cointegration, Oxford University Press, pp. 277-287.

GRANGER, C. (1993), "What are we Learning about the Long-Run ?", in *The Economic Journal*, nº 103, Março, pp. 307-317.

GUJARATI, Damodar N. (1995), Basic Econometrics, McGRAW HILL, 3ª edição.

HAMILTON, James D. (1994), Time Series Analysis, Princeton University Press.

HENDRY, David F. (1986), "Econometric Modelling with Cointegrated Variables", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.48, nº 3.

HYLLEBERG, S.; Engle, R.; GRANGER, C. e YOO, B. (1990), "Seasonal Integration and Cointegration", in *Journal of Econometrics*, nº 44, pp. 215-238.

HOLLAND, D. W. (1986), "Statistics and Causal Inference", in *Journal of the American Statistical Association*, nº 81, pp. 945-960.

HOLLAND, D. W. (1986), "Statistics and Causal Inference - Rejoinder", in *Journal of the American Statistical Association*, nº 81, pp. 968-970.

JARQUE, C. M. e BERA, A. K. (1980), "Efficient Tests for Normality, Heteroscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals", in *Economics Letters*, nº 6, pp. 255-259.

JOHANSEN, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", in *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.

JOHANSEN, Soren e JUSELIUS, Katarina (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With an Application to the Demand for Money", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, pp. 169-210.

JOHANSEN, Soren (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", in *Econometrica*, vol. 59, nº 6, Novembro, pp. 1551-1580.

JOHANSEN, Soren (1992), "Determination of the Cointegrating Rank in the Presence of a Linear Trend", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, pp. 383-397.

JOHNSTON, Jack e DINARDO, Jonn (1997), Econometric Methods, McGRAW HILL, 4ª edição.

KANG, Heejoon (1985), "The Effects of Detrending in Granger Causality Tests", in *Journal of Business & Economic Statistics*, nº 3, Outubro, pp. 344-349.

KHAN, Mohsin S. e REINHART, Carmen M. (1990), "Private Investment and Economic Growth in Developing Countries", in *World Development*, vol. 18, nº 1, pp. 19-27.

KHAN, Mohsin S. e KUMAR, Manmohan S. (1997), "Public and Private Investment and the Growth Process in Developing Countries", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, nº 59(1), Fevereiro, pp. 69-88.

KREMERS, J. M., ERICSSON, N. R. e DOLADO, J. J. (1992), "The Power of Cointegration Tests", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, pp. 325-46.

KOPCKE, R.W. (1982), "Forecasting Investment Spending: The Performance of Statistical Models", in *New England Economic Review*, Nov.- Dezembro, pp. 13-32.

KUNST, R. e NEUSSER, K. (1990), "Cointegration in a Macro-economic System", in *Journal of Applied Econometrics*, nº 5, pp. 351-365.

LOPES, José da Silva (1996), Economia Portuguesa desde 1960, Edições Gradiva, Lisboa, 2ª edição.

MACDONALD, G.A. (1998), "Critical Values for Unit Root and Cointegration Test Statistics - The Use of Response Surface Equations", in *Applied Economics Letters*, nº 5, pp. 741-744.

MACKINNON, James G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", in Long Run Economic Relationships Readings in Cointegration, *Oxford University Press*, pp. 267-276.

MARTINS, Manuel A. M. F. (1996), "Moeda e Preços em Portugal 1932-90", tese de mestrado, FEUP.

MUNNELL, Alicia H. (1990), "Why Has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment", in *New England Economic Review*, vol.0, Jan.- Fevereiro, pp. 3-22.

MUNNELL, Alicia H. (1992), "Infrastructure Investment and Economic Growth", in *The Journal of Economic Perspectives*, vol.6, nº 4, Fall, pp. 189-198.

NAZMI, Nader e RAMIREZ, Miguel D. (1997), "Public and Private Investment and Economic Growth in Mexico", in *Contemporary Economic Policy*, vol. 15(1), Janeiro, pp. 65-75.

NELSON, C. e PLOSSER, C. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series – Some Evidence and Implications", in *Journal of Monetary Economics*, nº 10, pp. 139-162.

NEVES, César das Neves (1994), The Portuguese Economy: A Picture in Figures, Editora Universidade Católica.

ODEKUN, M. O. (1997), "Relative Effects of Public versus Private Investment on Economic Efficiency and Growth in Developing Countries", in *Applied Economics*, vol. 29, Outubro, pp. 1325-1336.

PEREIRA, Alfredo M. e FRUTOS, Rafael F. (1996), "Public Capital Accumulation and Private Sector Performance in the U.S.", in *Banco de Portugal*, Abril, WP 9-96.

PEREIRA, Alfredo M. e MORIN, Norman (1996), "Public Investment and Private Sector Performance: International Evidence", in *Banco de Portugal*, Julho, WP 14-96.

PERRON, P. e PHILLIPS, P. (1987), "Does GNP Have a Unit Root ?", in *Economics Letters*, nº 23, pp. 139-145.

PERRON, P. (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series - further evidence from a new approach", in *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 297-332.

PERRON, P. (1990), "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", in *Journal of Business & Economic Statistics*, vol.8, nº 2, pp. 153-162.

PERRON, P. (1992), "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: corrections and extensions", in *Journal of Business & Economic Statistics*, vol.10, nº 4, pp. 467-470.

PHILLIPS, P. C. e DURLAUF, S. (1986), "Multiple Time Series Regression with Integrated Process", in *Review of Economic Studies*, LIII, pp. 473-495.

PHILLIPS, P.C.B. (1987), "Time Series Regression with a Unit Root", in *Econometrica*, vol. 55, nº 2, Março, pp. 277-301.

PHILLIPS, P.C. B. e PERRON, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", in *Biometrika*, nº 75, pp. 335-346.

PHILLIPS, P.C.B., " e OULIARIS, S. (1988), "Testing for Cointegration using Principal Components Methods", in *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 205-230.

PHILLIPS, P. e OULIARIS, S. (1990), "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", in *Econometrica*, nº 58, nº1, pp. 165-193.

PHILLIPS, P. (1991), "Optimal Inference in Cointegrated Systems", in *Econometrica*, nº 59, nº2, Março, pp. 283-306.

PIERCE, D. A. e HAUGH, L. D. (1977), "Causality in Temporal Systems: Characterizations and a Survey", in *Journal of Econometrics*, nº 5, pp. 265-293.

PINDYCK, Robert S. e RUBINFELD Daniel L. (1991), Econometric Models & Economic Forecasts, 3ª edição.

RAM, Rati (1986a), "Government Size and Economic Growth : A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data", in *The American Economic Review*, vol. 76, nº 1, pp. 191-203.

RAM, Rati (1986b), "Causality Between Income and Government Expenditure : A Broad International Perspective" in *Public Finance*, vol. 41, pp. 393-413.

RAM, Rati (1996), "Productivity of Public and Private Investment in Developing Countries: A Broad International Perspective", in *World Development*, vol. 24, nº 8, pp.1373-1378.

RAMIREZ, Miguel D. (1994), "Public and Private Investment in México, 1950-90: An Empirical Analysis", in *Southern Economic Journal*, vol. 61, nº 1, Julho, pp. 1-17.

RAMIREZ, Miguel D. (1996), "Public and Private Investment in Mexico and Chile: An Empirical Test of the Complementarity Hypothesis", in *Atlantic Economic Journal*, vol. 24(4), Dezembro, pp. 301-320.

SCHWERT, G. (1987), "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data", in *Journal of Monetary Economics*, vol. 20, pp. 73-103.

SCHWERT, G. (1989), "Tests for Unit Roots: a Monte Carlo Investigation", in *Journal of Business & Economic Statistics*, vol.7, nº 2, Abril, pp. 147-159.

STURM, Jan-Egbert (1998), Public Capital Expenditure in OECD Countries, Edward Elgar Publishing.

SOLO, V. (1984), "The Order of Differencing in ARIMA Models", in *Journal of the American Statistical Association*, nº 79, pp. 916-921.

STOCK, J. e WATSON, M. (1988), "Variable Trends in Economic Time Series", in *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, nº 3, pp. 147-174.

STOCK, J. e WATSON, M. (1993), "A Simple Estimator of Cointegrated Vectors in Higher Order Integrated Systems", in *Econometrica*, nº 61, nº4, pp. 783-820.

THORNTON, Jonh (1999), "Cointegration, Causality and Wagner's Law in 19th Century Europe", in *Applied Economics Letters*, 6, pp.413-416.

TODA, H. e Phillips, P. (1993), "Vector Autoregressions and Causality", in *Econometrica*, nº 61, nº6, Novembro, pp. 1367-1393.