

UNIVERSIDADE DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

Mestrado em Econometria Aplicada e Previsão

Trabalho Final de Mestrado
Dissertação

**Impacto dos Instrumentos de Pagamento Electrónico sobre a
Procura de Notas e Moedas em Circulação em Moçambique**

Samuel Garicai Arone

ISEG/ULisboa, Julho de 2014

UNIVERSIDADE DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

Mestrado em Econometria Aplicada e Previsão

Trabalho Final de Mestrado
Dissertação

**Impacto dos Instrumentos de Pagamento Electrónico sobre a
Procura de Notas e Moedas em Circulação em Moçambique**

Samuel Garicai Arone

Orientação:
Prof. Doutor Artur C. B. da Silva Lopes

ISEG/ULisboa, Julho de 2014

Resumo

O presente estudo analisa o impacto dos instrumentos de pagamento electrónico, nomeadamente cartões (débito e crédito), volume de transacções em ATM e em POS, sobre a procura de notas e moedas em Moçambique, usando dados mensais de 2005M01 a 2013M12. Evidências empíricas resultantes da aplicação da abordagem *Bounds Testing* sugerem a existência de relação de equilíbrio de longo prazo. Nestes termos, tendo em conta a dimensão da amostra, foi privilegiado o uso do modelo ADL na forma de Bårdsen para captar, simultaneamente, os efeitos de curto e longo prazos. Foram também estimadas as relações de longo prazo com recurso aos estimadores SOLS (*static OLS*) e DOLS (*dynamic OLS*), e os respectivos resíduos foram empregues na estimação dos modelos de correcção de erro em dois passos.

As estimativas dos coeficientes de ajustamento de curto prazo (para o equilíbrio) indicam que pouco mais de 20% do desequilíbrio da procura de notas e moedas, no período anterior, tende a ser corrigido no período de um mês. Adicionalmente, as estimativas das elasticidades de longo prazo revelam-se estatisticamente significativas (com a excepção das do volume de transacções em POS) e com os sinais esperados. O sinal positivo das estimativas dos multiplicadores da quantidade de cartões e do volume de transacções em ATM mostra que, cartões e transacções em ATM tendem a expandir a circulação monetária, enquanto o sinal negativo das estimativas do multiplicador do volume de transacções em POS revela que pagamentos em POS tendem a ser substitutos de numerário. Quanto à dinâmica de curto prazo, somente o multiplicador do volume de transacções em ATM revela-se estatisticamente significativo a nível de 5%.

Em geral, os cartões são frequentemente mais usados para o levantamento de numerário do que para pagamentos em POS e prestação de outros serviços nas ATM.

Palavras-chave: abordagem *Bounds Testing*, ADL, DOLS, MCE, procura de notas e moedas e SOLS.

Abstract

This paper examines the impact of electronic means of payment including debit and credit cards, volume of transactions at ATM and POS on cash demand (notes and coins in circulation outside banks in Mozambique), using monthly data from 2005M01 to 2013M12. Empirical evidence resulting from the application of the Bounds Testing approach suggests the existence of a long-run equilibrium relationship.

Accordingly, taking into account the sample size, the Bårdsen ADL based form model was privileged to capture simultaneously short and long run effects. The long-run relationship was also estimated using the SOLS (static OLS) and DOLS (dynamic OLS) estimators. Then, the residues of these models were used to estimate error correction models in two steps.

Overall, the estimates of the coefficients of short-run adjustment indicate that just over 20% of the imbalances on cash demand in the previous period are restated within one month. Moreover, the long-run elasticities prove statistically significant (except those of the volume of transactions at POS) with expected signs. The positive sign of the multiplier estimates of cards as well as of the volume of ATM transactions suggests that card and ATM transactions complement cash, while the negative sign of the multiplier estimates of the volume of transactions at POS reveal that POS payments tend to substitute it. Relating to short-run dynamics, statistical evidence only supported the positive sign impact on ATM transaction volume multiplier at the level of 5%.

In general, cards are often used primarily for accessing cash than for payments at POS and other facilities at ATM.

Keywords: Bounds Testing approaches, ADL, cash demand, DOLS, MCE and SOLS.

Agradecimentos

Gostaria de expressar o meu "muito obrigado" ao Professor Doutor Artur C. B. da Silva Lopes, o meu Supervisor, o meu Professor de Econometria e Macroeconometria I pela preciosa orientação, pela sua disponibilidade e pelos seus conselhos, indispensáveis à conclusão deste trabalho, bem como pela maneira cativante que proporcionou durante a leccionação das disciplinas supra, o que tornou o curso cada vez mais agradável.

Agradeço a todos os professores que durante o curso sempre estiveram disponíveis para dar o seu apoio em todo o processo de ensino e aprendizagem.

Agradeço ao Banco de Moçambique por ter me dado a oportunidade de frequentar o curso. Um agradecimento especial ao *staff* do DRH, em particular ao colega Zeca Macamo que sempre esteve disponível para prestar todo o apoio e suporte necessários ao longo do curso.

Um agradecimento especial vai para o meu amigo, Gerson, e aos "*Kotas*" Leonardo e Chissico que sempre estiveram ao meu lado nos bons e maus momentos nesta "Grande Lisboa".

Não deixaria de estender um abraço fraternal a todos os meus colegas do curso, em especial à Mabel, pelo seu encorajamento nos momentos mais complicados.

Finalmente, um agradecimento muito especial para a minha esposa Rabia Malimo, aos meus filhos Anência, Sheila e Shelton pelo apoio e compreensão inestimáveis e por todos sacrifícios consentidos durante a minha ausência.

Conteúdo

1	Introdução	1
2	Motivações	3
2.1	Génese de pagamentos com cartões	3
2.2	Pagamentos electrónicos em Moçambique	5
2.3	Revisão da literatura	9
3	Aspectos Metodológicos	12
3.1	Modelo ADL	13
3.1.1	Especificação do modelo	14
3.1.2	Transformações lineares	15
3.2	Abordagem <i>Bounds Testing</i>	18
4	Estudo Empírico	20
4.1	Dados	20
4.2	Modelo econométrico	21
4.3	Aplicação da abordagem <i>Bounds Testing</i>	23
4.4	Análise e discussão de resultados	24
4.4.1	Relações de longo prazo	24
4.4.2	Modelo de Correção de Erro	26
4.4.3	Abordagem VAR	30
5	Conclusões	31
A	Testes de raízes unitárias	36
B	Previsão	37
B.1	Modelo autoregressivo e médias móveis	39
B.2	Modelo de passeio aleatório	40
B.3	Análise da capacidade preditiva	41

Lista de Tabelas

1	Evolução de pagamentos electrónicos em Moçambique (volume) . . .	6
2	Estatísticas descritivas	21
3	Modelo ADL(6,5) na forma de Bärdsen	23
4	Estimativas dos multiplicadores de longo prazo	25
5	Modelos de correcção de erro	27
6	Testes de diagnóstico dos MCEs	28
7	Resposta acumulada de <i>nmc</i> a impulsos generalizados	31
8	Testes de raízes unitárias	36
9	Avaliação da capacidade preditiva	42

Lista de Figuras

1	Composição do M1	7
2	Preferências por liquidez	8
3	Valor e variação anual das notas e moedas em circulação	9

1 Introdução

Pagamentos electrónicos, sobretudo em EFTPOS (*Electronic Funds Transfer at Point of Sale*, adiante POS), podem refrear o uso de numerário (notas e moedas metálicas). Entretanto, em países de economias menos avançadas, a inadequada educação quanto ao uso e importância económica dos instrumentos de pagamento electrónico, a insuficiência e a distribuição irregular de POS e ATM (*Automated Teller Machine*), os custos associados com a sua utilização e a lentidão com que o público (consumidores e comerciantes) se adapta a novas formas de pagamento constituem os principais constrangimentos para a sua utilização efectiva. A estes factores junta-se o peso relativamente elevado do comércio informal que, frequentemente, opera fora do circuito bancário. Nestes termos, o numerário, embora inconveniente para o pagamento de montantes elevados, sobretudo quando a distância entre os intervenientes é considerável, continua a ser o meio de pagamento mais usado nas transacções de "dia-a-dia", por ser de utilização prática, confidencial, e de liquidez imediata.

Com efeito, alguns estudos realizados, mesmo em países de economias mais avançadas, confirmam a maior preferência pelo numerário, e prevê-se que esta tendência se mantenha por muitos anos. Por exemplo, um estudo da autoria de Schmedel, Kastova e Ruttenberg (2012), publicado pelo Banco Central Europeu, sobre os custos sociais e privados de instrumentos de pagamento a retalho (numerário, cartões, débitos directos, transferência a crédito e outros), envolvendo treze países do eurosistema, espelha este domínio. Segundo o estudo, a Dinamarca e a Suécia com 44,0% e 39,6%, respectivamente, apresentam percentagens mais elevadas de transacções realizadas com recurso a cartões se comparadas com volumes de transacções realizadas com recurso ao numerário, que se situaram em 34,9% para a Dinamarca e 26,6% para a Suécia. Nos treze países analisados a percentagem média de uso de numerário foi de 69,1% e 14,3% para cartões. Portugal está abaixo da média em termos de utilização de numerário, com 60,5%, e acima da média quanto à utilização

de cartões, com 26,0%. A Grécia com 95,0% é o país que mais recorre ao uso de numerário, sendo a Roménia, com 1,5%, o país que menos recorre ao uso de cartões. Moçambique não está alheio às transformações que ocorrem a nível de sistemas de pagamento. O ano de 1994 é considerado marco no processo de modernização do Sistema Nacional de Pagamento, mercê da Reforma do Sector Financeiro Nacional. Os serviços da banca electrónica foram iniciados em 1997, com a emissão dos primeiros cartões de débito; um ano mais tarde seriam emitidos os primeiros cartões de crédito. Entretanto, a sistematização das estatísticas da banca electrónica, com rigor, remonta ao ano de 2005. Mesmo enfrentando constrangimentos já apontados, próprios em países com recursos financeiros muito escassos, a banca electrónica tem evoluído significativamente a avaliar pela expansão das infraestruturas e pelo volume de transacções realizadas. De facto, estatísticas fornecidas pelo Banco de Moçambique (BM) revelam evoluções assinaláveis do volume de transacções realizadas em ATM e em POS, incluindo a emissão de cartões de débito e de crédito.

O uso de instrumentos de pagamento alternativos ao numerário tem efeitos benéficos para a economia, na medida em que contribui para a redução de custos com a emissão de numerário, aumenta a velocidade de circulação da moeda e pode garantir a circulação de notas de boa qualidade, mas também constitui um desafio para as autoridades monetárias, uma vez que o modelo tradicional de procura da moeda se torna menos adequado. Isto é, o não conhecimento do impacto dos instrumentos de pagamento alternativos sobre a procura da moeda pode enfraquecer os mecanismos de transmissão da política monetária.

O presente estudo pretende analisar o impacto dos instrumentos de pagamento electrónico sobre a procura de notas e moedas (em circulação) em Moçambique. O capítulo seguinte aborda alguns aspectos relevantes no âmbito de pagamentos electrónicos numa perspectiva histórica, apresentando a génese de pagamento com cartões, os desenvolvimentos registados em Moçambique e a síntese literária de estudos realizados neste campo. O terceiro capítulo descreve a metodologia a ser seguida

para o estudo do caso. No quarto capítulo, empregando os procedimentos descritos no capítulo anterior, faz-se o estudo empírico, estima-se o modelo econométrico, bem como a apresentação, descrição e interpretação dos resultados. O último capítulo sintetiza as principais conclusões do estudo. Em anexos apresentam-se os testes de raízes unitárias, abordam-se alguns aspectos da previsão e analisa-se a capacidade preditiva dos modelos seleccionados para prever a procura de numerário.

2 Motivações

2.1 Génese de pagamentos com cartões

De acordo com Ferreira (2011), a primeira referência ao termo “cartão de crédito” foi descrita num livro de ficção, “*Looking Backward: 2000-1887*”, de Edward Bellamy, publicado em Janeiro de 1886, onde o autor apresenta uma visão extraordinária de como o cartão viria a ser utilizado nos anos 2000. Acredita-se que os primeiros suportes físicos usados na utilização de crédito tenham sido os *charge coins*, por volta de 1880, emitidos predominantemente por grandes armazenistas, que ostentavam sinais de identificação do emissor e do cliente. Posteriormente, em 1927, os armazenistas e as companhias petrolíferas introduziram os *charge plates*. Estes novos instrumentos, mais sofisticados, permitiam que o registo das transações fosse processado através da transcrição de dados identificadores do titular por meios mecânicos, o que garantia a conferência da sua assinatura. O uso de automóvel e o rápido crescimento do transporte aéreo impulsionaram pagamentos com recurso a cartões. Com efeito, antes da segunda guerra mundial, as três grandes companhias de distribuição de combustíveis, nomeadamente, Mobil, Gulf e Standard Oil, já tinham distribuído mais de um milhão de cartões, os *courtesy cards*. Por outro lado, dado o papel crescente da indústria aérea, em 1936 a American Airlines criou o sistema de crédito “*Universal Air Travel Plan*”, que viria a concorrer com o cartão de crédito emitido por uma terceira parte (outra entidade para além do comparador e

vendedor), que surgiu em 1949 com a introdução do cartão (*Diners Club*) da Diners Club, cuja linha inovadora se mantém até à actualidade.

Ferreira (2011) refere que os inventores do *Diners Club* (Alfred Bloomingdale, Frank McNamara e Ralph Snyder) pretendiam criar um cartão universal que pudesse ultrapassar a tradicional limitação dos cartões até então existentes, conferindo ao seu titular a possibilidade de efectuar compras de bens e serviços em estabelecimentos comerciais em todo o país. Nestes termos, Diners Club garantia a liquidação mediante contrato com o vendedor, cobrando uma comissão de 7%.

Até finais dos anos 40, os bancos americanos ainda não tinham aderido ao sistema de cartão de crédito. Entretanto, podem-se destacar algumas iniciativas, tal como a de John C. Biggins, um banqueiro de Nova Iorque que em 1947 lançou um plano de crédito chamado “*charge it*”, iniciativa aderida por um pequeno banco de Paterson em New Jersey em 1950. Entretanto, por volta de 1955, cerca de 100 bancos já tinham iniciado a emissão de cartões. A internacionalização de cartões começou em 1958 com o envolvimento do maior banco do mundo na época, o Bank of America, ao lançar o *bank american card*, substituído pelo cartão VISA em 1976. Por outro lado, em 1967, quatro grandes bancos da Califórnia criaram o programa *master charge*, que passou a denominar-se *master card* em 1980. Sob licença da Diners Club International, Portugal introduziu operações similares nos anos 60 e, em 1970 foi emitido o primeiro cartão de crédito bancário, o cartão *Sottomayor*, pelo Banco Pinto e Sotto Mayor.

Passado mais de um século, o fenómeno tornou as transacções económicas mais seguras, convenientes e eficientes. Assiste-se à massificação de cartões, bem como de dispositivos POS e ATM, proporcionando uma vasta gama de serviços. Um artigo da autoria de Hancock e Humphey (1998) publicado no *Journal of Banking and Finance*, envolvendo onze países europeus, EUA, Canadá e Japão, concluiu que existe causalidade entre a disponibilidade de terminais POS e a preferência por numerário. Hancock e Humphey (1998) referem que os efeitos estimados do aumento do número

de POS e de volume anual de transacções em POS sobre o rácio notas e moedas em circulação sobre o PIB são estatisticamente significativos e com sinal negativo, consistente com o esperado. De facto, o impacto mais visível para o público é de realizar transacções em qualquer parte do mundo, sem necessidade de transportar elevados montantes ou cheques de viagem. Em relação ao impacto do número de ATM e do volume de transacções anuais em ATM, os efeitos estimados não foram significativos. De acordo com Takala e Virén (2007), as ATM podem ter dois efeitos: por um lado, a maior disponibilidade de ATM torna o numerário mais acessível, o que pode levar à expansão das notas e moedas em circulação; por outro lado, a maior conveniência de ATM pode induzir o público a reduzir o valor médio por levantamento, evitando manter montantes desnecessários e, considerando que as ATM permitem a realização de transferências de numerário e pagamento de serviços, pode-se conter significativamente a procura de notas e moedas.

2.2 Pagamentos electrónicos em Moçambique

O número 1 do artigo 3 da Lei nº 1/92 de 03 de Janeiro (a Lei orgânica do Banco de Moçambique) preconiza: "o Banco tem por objectivo principal a preservação do valor da moeda nacional", traduzido implicitamente pela estabilidade dos preços, ou melhor, inflação baixa e estável. Para o alcance deste objectivo a política monetária é frequentemente orientada para o monitoramento sistemático da Base Monetária (BaM), a variável operacional. A BaM é constituída por numerário (notas e moedas do Metical em circulação) fora da caixa do Banco de Moçambique e pelas reservas bancárias junto do Banco de Moçambique. Nestes termos, a monitoria da BaM exige necessariamente a gestão das reservas bancárias através dos instrumentos indirectos de política monetária; todavia a teoria não prescreve medidas que possam ser levadas a cabo para a monitoria das notas e moedas em circulação.

A prática mostra que tendencialmente o Banco procura conter a expansão das notas e moedas em circulação para não exceder as metas previamente fixadas. Entretanto,

uma vez que a sua evolução depende principalmente do comportamento do público (incluindo bancos comerciais), a aplicação de medidas administrativas por parte do Banco pode obstruir o normal funcionamento do sistema de pagamentos. Portanto, não seria de esperar que fosse o próprio Banco Central a criar ineficiências.

O Banco está ciente de que a introdução de instrumentos de pagamento alternativos ao numerário, para além das demais vantagens que proporciona para a economia nacional, pode influenciar significativamente a tendência das notas e moedas em circulação. Como já foi referido, em Moçambique os primeiros cartões foram introduzidos em 1997. Desde então, tem-se registado evolução assinalável a avaliar pela quantidade de cartões emitidos, número de ATM e POS instalados e volumes de transacções realizadas nestes dispositivos, conforme a tabela 1. Em 2011 foi criada a SIMO¹ (Sociedade Interbancária de Moçambique); entre outras vantagens, espera-se que os bancos comerciais venham partilhar as ATM e POS e que o público venha aceder a estes serviços a custos relativamente baixos, o que, por conseguinte, poderá massificar cada vez mais a utilização de instrumentos de pagamento electrónico, aumentar a eficiência e a eficácia da intermediação financeira e, em geral, impulsionar a bancarização da economia.

Tabela 1: Evolução de pagamentos electrónicos em Moçambique (volume)

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
ATM	-	374	431	514	619	733	853	950	1.078
POS	2.784	3.284	3.645	4.103	4.668	4.731	6.409	9.147	11.733
Cartões	246,3	935,7	1.072,1	1.290,5	1.525,9	2.207,4	2.534,7	2.773,6	3.165,3
VPOS	1.201,5	1.937,7	2.594,4	3.707,0	4.369,9	6.329,2	7.771,7	9.204,7	18.895,0
VATM	15.854,2	21.396,7	25.887,2	30.703,0	36.737,7	55.710,3	56.459,6	62.356,6	71.498,1

Fonte: BM (número de cartões e volume de transacções em milhares)

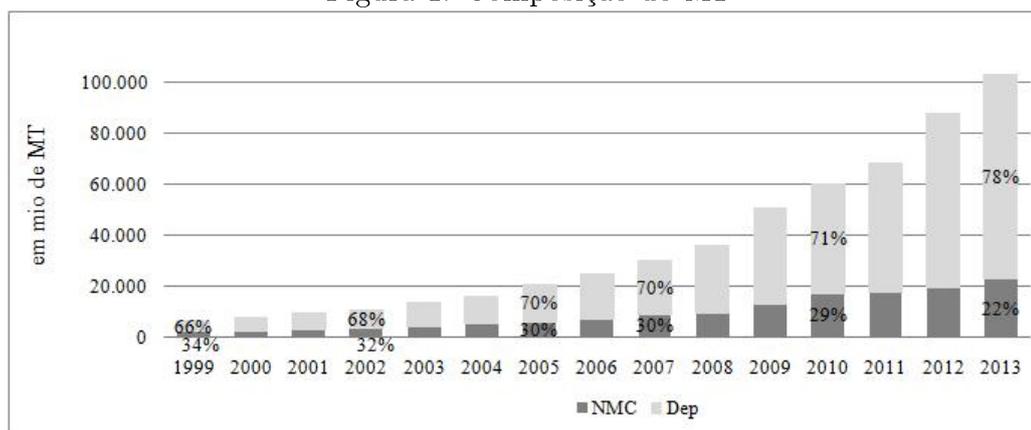
Em muitas aplicações o interesse consiste em medir o impacto da evolução de meios de pagamento electrónico sobre a tendência da procura de notas e moedas. Como nota prévia, importa delimitar o conceito de notas e moedas em circulação, nos seguintes termos: no sentido lato, entende-se por notas e moedas em circulação o

¹Informação sobre a SIMO disponível em www.simo.co.mz.

numerário que está em poder do público e em caixas de bancos comerciais que mantêm para atender a procura diária do público e, no sentido restrito, notas e moedas em circulação são referidas como sendo o numerário que está, efectivamente, em poder do público. Para efeitos do presente estudo, analisam-se as notas e moedas em circulação no sentido restrito.

Em geral, havendo uso crescente de instrumentos de pagamento alternativos ao numerário, espera-se que o peso relativo das notas e moedas em circulação no agregado monetário tenda a reduzir-se. A figura 1 mostra que a composição do M1 (agregado monetário constituído por notas e moedas em circulação em poder do público e depósitos à ordem) é dominada, com tendência crescente, pelos depósitos à ordem, o que sugere que ao longo do tempo tem havido crescente abertura de novas contas bancárias, pois, assumindo que cada conta bancária está associada a, pelo menos, um cartão, estaria em linha com o aumento do número de cartões emitidos, sustentado pela tabela 1. Por seu turno, a redução do peso relativo das notas e moedas em circulação na composição do M1, ao passar de 34% em 1999 para 22% em 2013, favorece a hipótese de declínio no uso de numerário.

Figura 1: Composição do M1

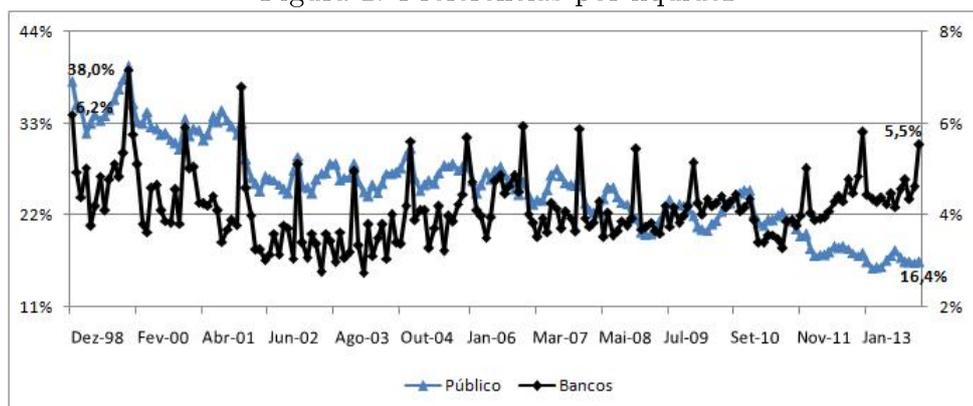


Fonte: Compilação do Autor (usando dados do Banco de Moçambique)

Uma das ferramentas usadas para aferir a apetência do público por notas e moedas é o rácio "preferência do público por liquidez", cujo cronograma, incluindo

o do rácio "preferência dos bancos comerciais por liquidez" se apresenta na figura 2. A partir da figura 2 é possível constatar que ambas as preferências exibem movimentos sazonais. Entretanto, ao longo do período, a preferência do público por liquidez mostra claramente tendência decrescente, ao baixar de 38,0% em Dezembro de 1998 para 16,4% em Dezembro de 2013, o que, mais uma vez, sustenta a hipótese de declínio no uso de numerário. Em relação aos bancos comerciais, apesar da preferência ter baixado de 6,2% em Dezembro de 1998 para 5,5% em Dezembro de 2013, o gráfico mostra que ela tem oscilado, principalmente, na banda compreendida entre 3,5% e 5,5%. Adicionalmente, o gráfico sugere uma tendência crescente nos últimos três anos, cenário que pode ter levado a expansão das notas e moedas em circulação quando avaliadas no sentido lato.

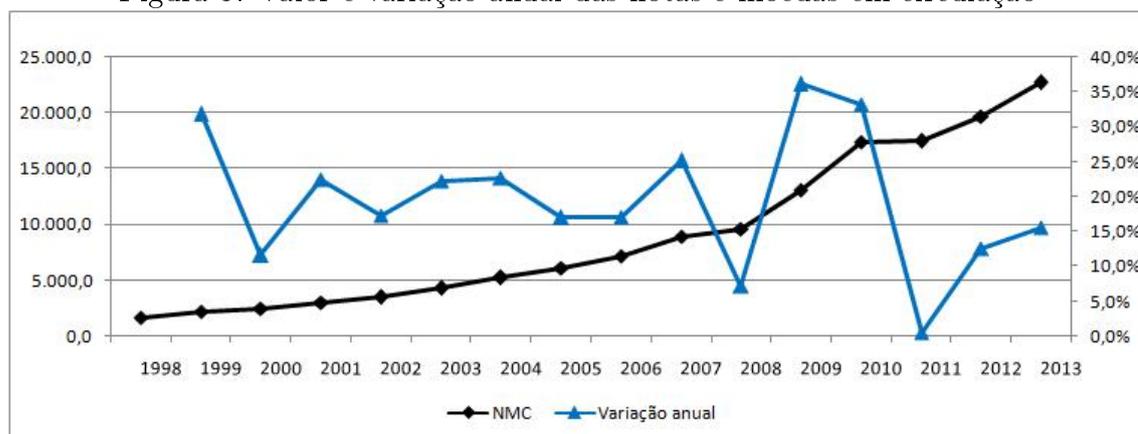
Figura 2: Preferências por liquidez



Fonte: Compilação do Autor (usando dados do BM)

A tendência claramente decrescente exibida pelo cronograma do rácio "preferência do público por liquidez" pode, "erroneamente", sugerir que ao longo dos anos o saldo das notas e moedas em circulação também tem apresentado tendência decrescente. A figura 3 mostra a evolução anual das notas e moedas em circulação no período de 1998 a 2013. Da leitura da figura se denota que em nenhum período a variação foi negativa, mas em alguns anos as notas e moedas em circulação exibiram crescimento a taxas decrescentes.

Figura 3: Valor e variação anual das notas e moedas em circulação



Fonte: Dados do BM (valores em milhões)

Nestes termos, apesar de se registar tendência decrescente no gráfico do rácio "preferência do público por liquidez", a figura 3 mostra, contudo, que ela ainda não é suficiente para reverter a tendência crescente das notas e moedas em circulação. Outrossim, a tendência decrescente do rácio "preferência do público por liquidez" não é suficiente para sustentar a hipótese de que ela teria resultado do aumento no uso dos instrumentos de pagamento electrónico, na medida em que, para além destes, existem outros meios de pagamento alternativos ao uso de numerário. Nestes termos, o presente trabalho tem como objectivo principal realizar um estudo empírico, fundamentado econometricamente, para determinar a magnitude do impacto dos instrumentos de pagamento electrónico sobre a procura de notas e moedas em Moçambique.

2.3 Revisão da literatura

A literatura em torno da análise econométrica do impacto dos instrumentos de pagamento electrónico sobre a procura de notas e moedas (em circulação) ainda é exígua, sobretudo nos países de economias menos avançadas.

Rinaldi (2001), considerando como variáveis explicativas o PIB real *per capita*, a taxa de juro do mercado monetário a curto prazo e, incluindo como *proxy* de inova-

ções financeiras a quantidade de cartões, o número de estabelecimentos que oferecem serviços POS e o número de dispositivos ATM, estimou o impacto das inovações financeiras sobre a procura da moeda na Bélgica. Da análise às relações de longo prazo, com recurso ao procedimento multivariado de Johansen, Rinaldi (2001) concluiu que pagamentos com cartões contribuíram para a redução da procura da moeda na Bélgica no período de 1960 a 1999. Especificamente, os resultados mostraram que as elasticidades da procura da moeda em relação ao número de ATM e POS têm sinal negativo. O sinal do impacto do número de cartões não foi conclusivo e Rinaldi (2001) argumenta que pode dever-se à colinearidade existente entre o número de cartões e estabelecimentos que oferecem serviços POS.

Stix (2004), usando uma abordagem microeconómica com recurso ao estimador OLS e modelos de escolha binária, analisou o impacto de levantamentos em ATM e pagamentos em POS sobre a procura da moeda na Áustria. Concluiu que a detenção média de saldos monetários é significativamente afectada pela frequência com que os indivíduos recorrem ao uso de cartão de débito. Com efeito, o estudo revelou que indivíduos que efectuam frequentemente pagamentos através de cartões mantêm menos encaixes monetários (em média cerca de 18%), contra aqueles que recorrem frequentemente a levantamentos em ATM, cuja média é de cerca de 20%. Devido ao número reduzido de inquiridos que recorriam a serviços POS, o efeito agregado de pagamentos em POS revelou-se insignificante. Entretanto, o estudo sugere que, havendo aumento de pagamentos em POS, a procura da moeda tenderá a reduzir-se substancialmente.

Yilmazkuday (2007) estimou o impacto de cartões sobre a circulação da moeda na Turquia, usando o estimador GMM (Método Generalizado de Momentos) e uma amostra mensal de 2002M01 a 2006M10. Concluiu que o uso de cartões está associado com a redução de notas e moedas em circulação. Entretanto, o impacto obtido foi marginal, na medida em que algumas operações com cartões de débito, nomeadamente, levantamentos de numerário, tendem a ter o efeito dominante.

Por seu turno, Reid (2008) estimou o impacto de meios alternativos de pagamento sobre a procura da moeda na Jamaica, com recurso ao MCE (Modelo de Correção de Erro), usando uma amostra mensal de 2003M04 a 2008M06. O estudo concluiu que o aumento do volume de transacções em ATM leva ao aumento da procura da moeda, contrariamente ao aumento de volume de transacções em POS e do número de cartões, que têm efeito negativo. Entretanto, Reid (2008) refere que, embora os resultados do estudo tenham sido consistentes com a teoria, os impactos não foram tão significativos como previsto, o que pode dever-se ao facto do público se adaptar lentamente a novos métodos de pagamento. Observou ainda que a fraca massificação de POS e a cobrança de comissões concorrem para a redução de pagamentos em POS. Outrossim, a predominância do comércio informal e o anonimato do numerário constituem atrativos para o público manter a sua preferência pelo numerário na Jamaica.

Tehranchin, Samini e Yazdandoust (2012) examinaram o impacto das tecnologias modernas sobre a procura da moeda no Irão. Contrariamente à maioria dos autores que privilegiaram o uso de volumes de transacções em ATM e POS, eles consideraram a quantidade de dispositivos ATM e POS, bem como a quantidade de cartões. Recorrendo ao modelo ADL (*Autoregressive Distributed Lag*), concluíram que o aumento da quantidade de POS reduz a procura da moeda, contrariamente ao aumento do número de ATM e de cartões, com impacto positivo sobre a procura da moeda. Para Samini, Tehranchin e Yazdandoust (2012) estas constatações confirmam que as ATM são, por excelência, canais de levantamento de numerário no Irão.

Usando um VECM (*Vector Error Correction Model*), Oyelami e Yinusa (2013) analisaram as implicações de sistemas alternativos de pagamento sobre a procura da moeda e a política monetária na Nigéria, no período de 2008 a 2010 (portanto, com somente 36 observações mensais, o que pode tornar as estimativas do VECM menos precisas), tendo considerado como *proxy* de meios alternativos de pagamento ao numerário o volume de transacções em ATM e POS, *internet payment* e *mobile*

money. Da análise a funções de resposta a impulsos, os resultados mostraram que a procura da moeda responde negativamente a inovações em *mobile money* e *internet payment* e responde positivamente a inovações em volume de transacções realizadas nas ATM e POS. De acordo com Oyelami e Yinusa (2013), estas constatações sugerem que *internet payment* e *mobile money* são substitutos de numerário, enquanto transacções realizadas em ATM e POS são complementares. Os resultados não foram surpreendentes em relação ao volume de transacções em ATM, uma vez que as ATM são largamente usadas para efeitos de levantamentos de numerário, o que concorre para a expansão de notas em circulação. Quanto à complementaridade que assumem existir com volume de transacções realizadas em POS, inconsistente com a teoria, argumentam que pode dever-se à insignificância de pagamentos em POS na economia nigeriana.

De um modo geral, a partir dos estudos realizados, tendencialmente, pode-se reter o seguinte: 1) nos países de economias menos avançadas, o aumento do volume de transacções em ATM tende a expandir a circulação monetária, o efeito do volume de transacções em POS ainda é insignificante e, por último, o efeito do número de cartões é marginalmente negativo, 2) em países economicamente mais avançados, a introdução dos instrumentos de pagamento electrónico concorre para a redução de notas e moedas em circulação, decorrente da maioria dos estabelecimentos comerciais dispor de POS operacionais para o público efectuar pagamentos. Adicionalmente, a elevada densidade de dispositivos ATM desincentiva o público a manter saldos desnecessários.

3 Aspectos Metodológicos

A análise do impacto dos instrumentos de pagamento electrónico sobre a procura de notas e moedas em Moçambique foi realizada com recurso ao modelo ADL, que permite estimar, simultaneamente, os efeitos de curto e de longo prazos. Para o pre-

sente trabalho, este modelo revelou-se mais adequado se comparado, por exemplo, com o modelo VAR (*Vector Autoregressive*), pelo facto da dimensão da amostra ser relativamente reduzida (108 observações). A estimação do modelo foi sustentada pela abordagem *Bounds Testing* que indicou a existência de relação de equilíbrio de longo prazo. Nestes termos, a análise e discussão de resultados foi, fundamentalmente, baseada nas estimativas das elasticidades de longo prazo. Tendo em conta as evidências empíricas encontradas na estimação do modelo ADL, também foi estimado um VAR tridimensional (portanto, restringido a algumas variáveis).

3.1 Modelo ADL

De acordo com Hendry (1995), o modelo ADL(r,s) engloba uma classe de submodelos dinâmicos em que os regressores incluem valores desfasados da variável dependente e valores correntes e desfasados das variáveis explicativas, com a seguinte expressão, em que μ representa o termo independente,

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^r \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1)$$

Na expressão (1) tem-se a componente autoregressiva y_{t-i} , e a componente x_{t-i} , designada *distributed lag*². A independência dos erros (ε_t) é pressuposto fundamental para a definição do modelo ADL(r,s). Os índices r e s representam, respectivamente, os desfasamentos máximos da variável dependente e dos regressores. A condição necessária para a estabilidade do modelo é $\sum_{i=0}^r \alpha_i < 1$. Em muitas aplicações, o modelo ADL(1,1) tem sido objecto de estudo porquanto modelos particulares interessantes são obtidos quando se impõem restrições neste modelo.

O modelo ADL(r,s) é uma ferramenta fundamental na análise de modelos de regressão dinâmica, na medida em que a inclusão da variável dependente desfasada faz com que impulsos correntes produzam efeitos correntes e persistentes ao longo do

²Havendo k variáveis exógenas, x_t representa um vector $k \times 1$ de observações dessas variáveis, cada uma com o seu comprimento de desfasamento específico s_i .

tempo. A seguir apresenta-se o modelo escrito com o operador de desfasamento (L):

$$A(L)y_t = \mu + B(L)x_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (2)$$

onde $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_r L^r$ e $B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_s L^s$.

Assim, y_t pode-se expressar da seguinte forma:

$$y_t = \frac{\mu}{A(L)} + \frac{B(L)}{A(L)}x_t + \frac{1}{A(L)}\varepsilon_t = \frac{\mu}{1 - \alpha_1 - \dots - \alpha_r} + \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i x_{t-i} + \sum_{j=0}^{\infty} \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (3)$$

sendo $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2 \dots$ coeficientes de $L^0, L, L^2 \dots$ em $\frac{B(L)}{A(L)}$. O multiplicador de longo prazo resulta da relação $\frac{B(1)}{A(1)}$ e, mais uma vez, a condição necessária para a estabilidade do modelo é $\sum_{i=0}^r \alpha_i < 1$, ou seja $A(1) > 0$.

3.1.1 Especificação do modelo

Na modelação ADL(r,s) levantam-se dois aspectos fundamentais: a determinação das ordens de desfasamento (r e s) e a estimação dos coeficientes de desfasamento. Quanto à determinação das ordens de desfasamentos, importa apontar dois procedimentos: 1) a modelação do particular para o geral, em que a especificação do modelo é fundamentada com base nas relações estabelecidas pela teoria económica, portanto, a econometria tem um papel passivo. O tratamento dos problemas de especificação é, sobretudo, baseado na modificação das técnicas de estimação e não na reespecificação do modelo. Esta abordagem viria a ser fortemente criticada uma vez que tende a subparametrizar o modelo. 2) a modelação do geral para o particular (*GTS-General to Specific*), esta abordagem da LSE³ (*London School of Economics*) iniciada por Sargan e descrita, fundamentalmente, por Hendry (1995), baseia-se no princípio de redução. De acordo com Favero (2002), na abordagem da LSE o processo de especificação e identificação começa com a especificação de um modelo mais

³Em 1980 surge a abordagem VAR encabeçada, sobretudo, por Sims, cujo enfoque consiste em tratar as variáveis simetricamente, isto é, sem impor restrições quanto à sua endogeneidade e exogeneidade.

geral em que se fixa um $ADL(r,s)$ de ordens elevadas. Seguidamente, a redução do modelo ocorre com a realização de uma série de testes de diagnóstico, sendo omitidos da equação os desfasamentos que se revelarem estatisticamente insignificantes. Em geral, a modelação dá mais ênfase aos procedimentos estatísticos em detrimento das relações pré-estabelecidas pela teoria económica.

Outras alternativas disponíveis incluem a escolha do modelo que maximiza o coeficiente de determinação ajustado ou que minimiza a estimativa da variância dos erros, e os critérios de informação de *Akaike* e da estatística *Bayesiana de Schwarz*.

Quanto à estimação, frequentemente efectuam-se transformações lineares ao modelo $ADL(r,s)$ e recorre-se ao estimador OLS que, para além de ser consistente, é invariante a transformações lineares. Importa referir que na ausência de autocorrelação, a inclusão de variável dependente desfasada como regressor frequentemente conduz ao enviesamento do estimador OLS; todavia este continua consistente. Havendo autocorrelação, a inclusão da variável dependente desfasada faz com que o estimador OLS seja não só enviesado mas também inconsistente. Note-se que não se pode recorrer à estimação pelo procedimento GLS, uma vez o OLS requerido na primeira etapa é inconsistente. Pindyck e Rubinfeld (1998) propõem a estimação pelo método GMM ou pelo método de máxima verosimilhança. Entretanto, modelos que incluem a variável dependente desfasada como regressor raramente apresentam problemas de autocorrelação.

3.1.2 Transformações lineares

Recorrendo a Lopes (1999), começa-se por escrever um polinómio em L de ordem p , $b(L) = \sum_{j=0}^p b_j L^j = b_0 L + b_1 L + b_2 L^2 + \dots + b_p L^p$ e definem-se os coeficientes $c_0 = b_0$, $c_i = -\sum_{j=i+1}^p b_j$, $i = 1, \dots, p-1$ e $c_p = 0$. Têm-se as seguintes expressões em que $c(L)$ é um polinómio de ordem $p-1$ em L ,

$$b(L) = b(1)L + (1-L) \sum_{i=0}^{p-1} c_i L^i, \quad (4)$$

que é equivalente a $b(L) = b(1)L + (1 - L)c(L)$.

Considerando um polinómio de ordem p em L , tal que, $a(L) = \sum_{j=0}^p a_j L^j$ com $a_0 = 1$, sendo $a(L) = 1 - a_1 L - a_2 L^2 - \dots - a_p L^p$, definam-se os coeficientes $f_0 = a_0 = 1$, $f_i = -\sum_{j=i+1}^p a_j$, $i = 1, \dots, p-1$ e $f_p = 0$. De onde resulta a seguinte expressão em que $f(L)$ é um polinómio de ordem $p-1$ em L ,

$$a(L) = a(1)L + (1 - L)\left(1 - \sum_{i=1}^{p-1} f_i L^i\right), \quad (5)$$

que também pode ser expressa por $a(L) = a(1)L + (1 - L)f(L)$.

Seja o modelo ADL (r,s),

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^r \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2), \quad (6)$$

usando o operador de desfasamento e deduções polinomiais anteriores (com ligeira mudança de notação) tem-se,

$$A(L)y_t = \mu + B(L)x_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2), \quad (7)$$

com $A(L) = 1 - \sum_{i=1}^r \alpha_i L^i$ e $B(L) = \sum_{i=0}^s \beta_i L^i$.

Recorrendo a (5), tem-se $A(L) = A(1)L + (1-L)D(L)$, com $D(L) = 1 - \sum_{i=1}^{r-1} \delta_i L^i = 1 - \sum_{i=1}^{r-1} \left(-\sum_{j=i+1}^r \alpha_j\right) L^i$.

A partir do resultado em (4), tem-se $B(L) = B(1)L + (1-L)G(L)$, onde $G(L) = \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i L^i = \gamma_0 + \sum_{i=0}^{s-1} \left(-\sum_{j=i+1}^s \beta_j\right) L^i$.

Usando estas expressões em (7), tem-se o seguinte modelo ADL (r,s),

$$[A(1)L + (1 - L)D(L)]y_t = \mu + [B(1)L + (1 - L)G(L)]x_t + \varepsilon_t,$$

equivalente a,

$$A(1)y_{t-1} + \left(1 - \sum_{i=1}^{r-1} \delta_i L^i\right)\Delta y_t = \mu + B(1)x_{t-1} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (8)$$

Rearranjando a equação (8) obtém-se a forma de Bårdsen:

$$\Delta y_t = \mu - A(1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{r-1} \delta_i \Delta y_{t-1} + B(1)x_{t-1} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Igualando $-A(1) = \phi$ e colocando em evidência, obtém-se a seguinte representação em MCE:

$$\Delta y_t = \mu + \phi \left[y_{t-1} - \frac{B(1)}{A(1)} x_{t-1} \right] + \sum_{i=1}^{r-1} \delta_i L^i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

O MCE é uma ferramenta essencial para analisar as relações de longo prazo, ao permitir conciliar o ajustamento dinâmico de curto prazo com as relações de equilíbrio de longo prazo. O termo $\phi \left[y_{t-1} - \frac{B(1)}{A(1)} x_{t-1} \right]$ designa-se termo de correcção de erro, a expressão $\left[y_{t-1} - \frac{B(1)}{A(1)} x_{t-1} \right]$ é chamada mecanismo de correcção de erro e o coeficiente $\frac{B(1)}{A(1)}$ é o multiplicador de longo prazo. Por seu turno, o parâmetro ϕ mede a velocidade de ajustamento de curto prazo para o equilíbrio (de longo prazo) e indica a proporção do erro de equilíbrio que se reflecte na variável dependente no período seguinte. Para a existência do MCE deve-se observar a condição $\phi < 0$, que também é necessária para a estabilidade do modelo.

A reparametrização de um ADL(r,s) da equação (6) para a expressão (9), contendo como regressores variáveis nas primeiras diferenças e em níveis desfasados um período oferece vantagens na estimação, conforme sintetiza Lopes (1999): 1) permite obter, imediatamente, a estimativa do coeficiente de ajustamento para o equilíbrio (ϕ), 2) o rácio-t deste coeficiente (ϕ) pode ser usado para testar a presença do MCE ($H_0 : \phi = 0$ vs $H_1 : \phi < 0$), 3) obtém-se imediatamente a estimativa do multiplicador de longo prazo e, 4) atenua os problemas decorrentes da (multi)colinearidade entre regressores frequentes no modelo inicial em (6).

3.2 Abordagem *Bounds Testing*

A abordagem *Bounds Testing* foi inicialmente proposta por Pesaran e Shin (1999) e, posteriormente por Pesaran, Shin e Smith (2001). Trata-se de um procedimento que permite testar a existência da relação em nível entre a variável dependente e um conjunto de regressores quando não se tem a certeza de que os regressores são gerados por processos estacionários em tendência (*trend stationary processes* - TPS) ou são gerados por processos estacionários por diferenciação (*difference stationary processes* - DSP). Nestes termos, esta abordagem permite testar a existência de relação de equilíbrio longo prazo mesmo havendo miscelânea de séries entre estacionárias, integradas ou mutuamente cointegradas. A abordagem *Bounds Testing* apresenta as seguintes vantagens sobre o teste de cointegração convencional: 1) pode ser aplicada em modelos que incluem, simultaneamente, séries I(0) e I(1) (uma das suas principais limitações é a não aplicabilidade para séries I(2)), 2) é aplicável numa equação singular, o que simplifica a sua implementação e interpretação e, 3) não exige uniformidade no comprimento de desfasamento dos regressores envolvidos.

O primeiro passo para a implementação do procedimento consiste em determinar o nível de integração das séries. De facto, antes de se proceder a qualquer estimação envolvendo séries económicas é crucial a análise da sua estacionaridade. De acordo com Ferreira (2013), a importância desta análise decorre do facto da escolha do método de estimação, frequentemente, depender do comportamento das séries temporais envolvidas. Se o processo de geração de dados for não invariante com o tempo, pode-se estar na presença de séries integradas, cuja relação estrutural se modifica com o decorrer do tempo, captando apenas a influência do tempo nas variáveis e não o relacionamento entre elas. Um dos casos mais citados em trabalhos empíricos é a regressão espúria: trata-se de uma regressão “altamente” significativa sob o ponto de vista do coeficiente de determinação (R^2), mas sem nenhum significado económico. Na etapa seguinte estima-se o modelo ADL(r,s) (deve-se garantir a ausência de autocorrelação nos erros) e, com recurso ao teste-F (Wald), testa-se a significância

estatística conjunta dos coeficientes dos regressores desfasados um período. Seguidamente, com o teste-t, testa-se a significância do coeficiente da variável dependente desfasada um período. Trata-se de testar a existência de mecanismo de correcção de erro (condição necessária para a estabilidade do modelo).

Entretanto, as referidas estatísticas F e t não têm distribuição *standard*, pelo que a inferência usual não pode ser empregue mesmo em termos assintóticos. Usando uma filosofia similar à das estatísticas do teste de autocorrelação de Durbin-Watson, em que não existem valores críticos exactos, Pesaran, Shin e Smith (2001) propuseram um procedimento similar, construindo intervalos de valores críticos para as distribuições assintóticas das estatísticas F e t. Nestes termos, calculada a estatística-F e dada a dimensão do teste, correspondente a um intervalo específico, se o valor da estatística for menor que o valor do limite inferior, o teste sugere que as séries são I(0) e, portanto, não existe relação de longo prazo; se for maior que o valor do limite superior, o teste sugere que as variáveis são I(1), e nestes termos há indícios de existência de relação de longo prazo. Finalmente, se o valor da estatística estiver dentro do intervalo, o teste não é conclusivo, ter-se-á de recorrer a outros métodos para analisar a existência de eventual relação de longo prazo. Os intervalos propostos dependem da especificação do modelo, isto é, diferem conforme os seguintes casos: (i) ausência do termo independente e do termo de tendência, (ii) restrições no termo independente e sem termo de tendência, (iii) sem restrições no termo independente e ausência do termo de tendência, (iv) sem restrições no termo independente mas com restrições no termo da tendência e, (v) sem impor restrições no termo independente e no termo da tendência.

Filosofia similar aplica-se para o teste-t. Assim, dada a dimensão do teste e o respectivo intervalo de valores críticos, valor da estatística-t maior que o valor do limite superior (em termos absolutos) indicia provas estatísticas de existência de mecanismo de correcção de erro, sendo inverso se o valor da estatística for inferior ao valor do limite inferior. Se estiver dentro do intervalo, o teste não é conclusivo.

4 Estudo Empírico

Segue-se o capítulo reservado para o estudo do caso. Primeiro, apresentam-se os dados. O ponto seguinte está reservado à apresentação e estimação do modelo. O terceiro ponto destina-se à aplicação da abordagem *Bounds Testing* e, no último ponto (4.4), faz-se a análise e descrição dos resultados.

4.1 Dados

Os dados foram obtidos a partir da base de dados do BM disponível no sítio *www.bancomoc.mz* e da base de dados do Instituto Nacional de Estatísticas (INE), através do sítio *www.ine.gov.mz*. Cobrem o horizonte temporal de 2005M01 a 2013M12, num total de 108 observações. A escolha deste período deveu-se, fundamentalmente, à disponibilidade das estatísticas dos instrumentos de pagamento electrónico. De facto, a falta de dados tem sido o maior constrangimento na realização de estudos empíricos.

As variáveis⁴ recolhidas foram: como variável dependente, as notas e moedas em circulação em poder do público (*nmc*), avaliadas em termos reais e medidas em milhões de Meticais, e como regressores foram considerados o produto interno bruto real (*pib*), assumido como *proxy* do rendimento, também medido em milhões de Meticais e a taxa de juro (TJ) das operações passivas dos bancos comerciais a três meses, assumida como custo de oportunidade de manter encaixes monetários. Em adição às variáveis de controlo (*pib* e TJ), como *proxy* dos instrumentos de pagamento electrónico, variáveis de interesse para o modelo, foram considerados a quantidade de cartões (*car*), que inclui cartões de débito e de crédito, o volume de transacções em ATM (*atm*) e o volume de transacções em POS (*pos*). Com a excepção da TJ, as restantes variáveis foram logaritimizadas (neste caso, as variáveis em letra minúscula estão em logaritmo).

⁴Dados em falta foram estimados em função das tendências e relações estabelecidas em períodos com dados completos. Para a série do *pib*, série originalmente trimestral, a mensalização foi feita através do procedimento *Quadratic Match Sum* disponível no *Eviews 8*.

A tabela 2 apresenta as principais estatísticas descritivas.

Tabela 2: Estatísticas descritivas

Variável	Observ.	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. padrão	Skewness	Kurtosis
<i>nmc</i>	108	9,187	9,267	8,299	9,989	0,485	-0,138	1,676
<i>pib</i>	108	9,570	9,564	9,197	9,958	0,191	-0,052	2,099
<i>TJ</i>	108	9,567	9,842	5,952	12,668	1,752	-0,150	2,218
<i>car</i>	108	14,227	14,179	13,395	14,968	0,491	-0,095	1,584
<i>atm</i>	108	14,944	14,947	13,934	15,886	0,509	-0,245	1,821
<i>pos</i>	108	12,836	12,817	11,317	14,612	0,817	0,059	2,263

Fonte: Compilação do Autor (usando dados do BM e do INE)

Quanto a estacionaridade (veja o Anexo A), os resultados dos testes de raízes unitárias não foram unânimes, isto é, os testes sugeriram haver miscelânea de níveis de integração entre $I(0)$ e $I(1)$. Entretanto, para o presente estudo isto não constituiu preocupação na media em que, recorreu-se a abordagem *Bounds Testing* com resultados robustos ao ponto sensível de as séries serem $I(0)$ ou $I(1)$.

4.2 Modelo econométrico

Para estimar o impacto dos instrumentos de pagamento electrónico sobre a procura de notas e moedas em Moçambique, estabelece-se a seguinte relação estática (semi) *log-linear* (variáveis em letra minúscula estão em logaritmo):

$$nmc_t = \beta_0 + \beta_1 pib_t + \beta_2 TJ_t + \beta_3 car_t + \beta_4 atm_t + \beta_5 pos_t + v_t. \quad (11)$$

Com base na plausibilidade económica, na relação (11) espera-se que o coeficiente do *pib* tenha sinal positivo e sinal negativo para o coeficiente da *TJ*. Em relação aos instrumentos de pagamento electrónico, espera-se que o sinal de *pos* seja negativo, sendo *a priori* indefinido para *atm* por razões já apontadas. Fica também indefinido o sinal esperado do impacto de *car* uma vez que, para além de depender do efeito dominante entre levantamentos em ATM (incluindo pagamento de serviços e transferências em ATM) e pagamentos em POS, os cartões concorrem para o público

manter saldos médios reduzidos⁵.

Tendo em conta o objectivo pretendido, recorreu-se ao modelo ADL(r,s) na forma de Bärdsen, conforme a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \Delta nmc_t = & \mu + \beta_1 nmc_{t-1} + \beta_2 pib_{t-1} + \beta_3 T J_{t-1} + \beta_4 car_{t-1} + \beta_5 atm_{t-1} \\ & + \beta_6 pos_{t-1} + \sum_{i=1}^{r-1} \delta_i \Delta nmc_{t-1} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_{i1} \Delta pib_{t-1} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_{i2} \Delta T J_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_{i3} \Delta car_{t-1} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_{i4} \Delta atm_{t-1} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_{i5} \Delta pos_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \lambda_i D_{it} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (12)$$

A equação (12) contém como regressando a variável dependente em diferenças e variáveis independentes (que incluem o regressando) nas suas primeiras diferenças e em níveis desfasados um período, o que atenua os problemas de (multi)colinearidade frequentes no modelo ADL(r,s) original, entre outras vantagens. Note-se a inclusão de *dummies* mensais (D_i) para captar efeitos sazonais.

Para a modelação foi seguido o procedimento GTS. Tratando-se de dados mensais e, tendo em conta a dimensão da amostra, começou-se pela especificação geral de um ADL(6,6). O processo de redução conduziu à eliminação de desfasamentos que se revelaram estatisticamente insignificantes. Entretanto, alguns desfasamentos não foram eliminados por serem imprescindíveis na relação de longo prazo, outros para efeitos de ajustamento do modelo. A simplificação culminou com a especificação de um ADL(6,5), conforme a tabela 3.

Quanto ao diagnóstico do modelo, considerando a dimensão de 5%, denota-se que o teste RESET (*Regression Specification Error Test*) de Ramsey com $F_{(2,76)} = 2,283(0,109)$ não rejeita a hipótese nula de correcta especificação do modelo. Os testes de autocorrelação *h-alt* e de Breusch-Godfrey ($BG_{(12)} = 20,115(0,065)$) também corroboram a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Por seu turno, o teste ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) de Engle, ao apresentar

⁵Assumindo haver ATM operacionais, com cartão pode-se dispor facilmente de numerário.

Tabela 3: Modelo ADL(6,5) na forma de Bårdsen

Regressando: Δnmc				
Regressor	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Valor-p
C	-1,668	0,486	-3,430	0,001
nmc_{t-1}	-0,244	0,041	-5,908	N/D
pib_{t-1}	0,090	0,072	1,249	0,215
TJ_{t-1}	-0,005	0,001	-3,779	0,000
car_{t-1}	0,083	0,044	1,934	0,059
atm_{t-1}	0,138	0,039	3,579	0,001
pos_{t-1}	-0,012	0,014	-0,819	0,416
Δnmc_{t-1}	0,387	0,078	4,945	0,000
Δnmc_{t-3}	0,229	0,078	2,933	0,004
Δnmc_{t-4}	0,176	0,064	2,746	0,008
Δnmc_{t-5}	0,304	0,075	4,052	0,000
Δpib	0,125	0,065	1,932	0,057
Δpib_{t-2}	-0,096	0,057	-1,705	0,092
Δpib_{t-4}	-0,324	0,102	-3,191	0,002
ΔTJ_{t-1}	-0,022	0,004	-5,346	0,000
Δcar_{t-1}	-0,154	0,080	-1,920	0,059
Δcar_{t-3}	0,335	0,090	3,732	0,000
Δatm	0,159	0,030	5,236	0,000
Δatm_{t-2}	-0,176	0,034	-5,116	0,000
Δatm_{t-3}	-0,250	0,050	-4,949	0,000
Δatm_{t-4}	-0,202	0,046	-4,388	0,000
Jan	-0,107	0,014	-7,523	0,000
Jun	0,082	0,014	5,993	0,000
Jul	0,050	0,012	4,171	0,000
$T=102$	$R^2=0,9110$	$s=0,0150$	$F=34,7257(0,0000)$	

a estatística $\chi^2_{(12)} = 13,904(0,307)$, favorece a hipótese nula de ausência de efeito ARCH, e os testes de heteroscedastidade de Breush-Pagan e White, sem produtos cruzados, também não rejeitam a hipótese nula de variância homoscedástica. Nestes termos, o modelo reúne os requisitos para a aplicação da abordagem *Bounds Testing*.

4.3 Aplicação da abordagem *Bounds Testing*

Estimado o modelo (tabela 3), efectuou-se o teste-F de significância conjunta aos coeficientes dos regressores desfasados um período, nomeadamente: nmc_{t-1} , pib_{t-1} , TJ_{t-1} , car_{t-1} , atm_{t-1} e pos_{t-1} . Portanto, testou-se a hipótese nula de nulidade conjunta dos coeficientes, contra uma alternativa genérica de que a hipótese nula não é verdadeira. Trata-se de um teste cujo resultado é similar ao que se obteria

realizando o teste de cointegração convencional. Com efeito, sob a hipótese nula testa-se a ausência da relação de equilíbrio de longo prazo. A rejeição da hipótese nula suporta a evidência de existência da relação de equilíbrio de longo prazo.

O valor da estatística-F é de 7,3574, o modelo não inclui termo de tendência e não foi imposta nenhuma restrição sobre o termo independente. Nestes termos, recorrendo às tabelas propostas por Pesaran, Shin e Smith (2001) têm-se os seguintes intervalos de valores críticos para níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente: [2,26 3,35], [2,62 3,79] e [3,41 4,68]. Portanto, o valor da estatística excede o limite superior, mesmo ao nível de significância de 1%, isto é, a evidência estatística suporta a hipótese de existência de relação de equilíbrio de longo prazo.

Em relação ao teste de existência de mecanismo de correcção de erro (o teste MCE), testou-se a nulidade do coeficiente de nmc_{t-1} contra uma alternativa de que o mesmo é menor que zero (que também corresponde à condição necessária para a estabilidade do modelo). O valor da estatística-t é de -5,9076 e, mais uma vez, recorreu-se às tabelas de Pesaran, Shin e Smith (2001) para efeitos de tomada de decisão. Os valores críticos para os níveis de significância de 10%, 5% e 1% são [-2,57 -3,86], [-2,86 -4,19] e [-3,43 -4,79], respectivamente. A hipótese nula de ausência de mecanismo de correcção de erro é rejeitada ao nível de significância de 1%, portanto, o resultado do presente teste reforça a evidência sugerida pelo teste-F de haver provas estatísticas que sustentam a hipótese de existência de relação de equilíbrio de longo prazo.

4.4 Análise e discussão de resultados

4.4.1 Relações de longo prazo

Tendo em conta a evidência de existência de relação de equilíbrio de longo prazo sugerida pela abordagem *Bounds Testing*, nesta secção apresentam-se as respectivas estimativas obtidas a partir dos seguintes métodos: SOLS (*static OLS*), DOLS (*dynamic OLS*) e ADL(r,s). O último método já foi objecto de análise nas secções anteriores. No método SOLS as estimativas são obtidas através do estimador OLS

aplicado ao modelo estático. Neste modelo, desde que exista cointegração, o estimador OLS estima consistentemente os parâmetros; entretanto, uma vez que as variáveis envolvidas parecem serem $I(1)$, os procedimentos usuais de inferência não serão necessariamente válidos (com exceção ao sistema triangular ou recursivo) porque este estimador não é assintoticamente normalmente distribuído. Contrariamente ao método SOLS, no método DOLS as estimativas resultam da aplicação do estimador OLS ao modelo dinâmico (assumindo X_t como matriz de regressores, a dinâmica inclui valores desfasados, correntes e futuros de ΔX_t). No método DOLS a inferência *standard* é válida pelo menos em termos assintóticos, uma vez que a inclusão da dinâmica normalmente elimina os problemas de endogeneidade dos regressores. A aplicação dos três métodos conduziu às seguintes estimativas.

Tabela 4: Estimativas dos multiplicadores de longo prazo

Regressando: <i>nmc</i>			
Regressor	SOLS	DOLS	ADL
<i>C</i>	-8,283	-7,287	-6,825
<i>pib</i>	0,718	0,462	0,369
<i>TJ</i>	-0,015	-0,016	-0,021
<i>car</i>	0,256	0,227	0,342
<i>atm</i>	0,502	0,635	0,567
<i>pos</i>	-0,022	-0,039	-0,048

As estimativas dos multiplicadores de longo prazo do ADL foram obtidas a partir da expressão do termo de correcção de erro extraído do modelo ADL(6,5) da tabela 3, nos termos da equação (10). Não foi possível inferir a significância estatística das estimativas do modelo estático porque, como já foi referido anteriormente e de acordo com Wooldridge (2009), a distribuição assintótica associada aos rácios-t, dependente de parâmetros perturbadores, é desconhecida. Os resíduos da estimação DOLS apresentaram sinais de autocorrelação. Assim, seguindo Hayashi (2000), houve necessidade de reescalar os erros padrão. Depois de reescalar, provas estatísticas revelaram haver significância estatística das estimativas com a dimensão de 5%, com a excepção do *pib* e do *pos*. Sob o ponto de vista económico, as estimativas constantes da tabela 4 apresentam sinais esperados. Concentrando-se nas variáveis

de interesse, as elasticidades de longo prazo expressas na tabela 4 interpretam-se nos seguintes termos:

- Uma variação de 1% na quantidade de cartões induz uma variação positiva estimada na procura de notas e moedas de, aproximadamente, 0,256% usando o estimador SOLS, de 0,227% recorrendo ao estimador DOLS e de 0,342% considerando o estimador ADL. Entretanto, testes estatísticos indicam que as três estimativas da elasticidade de *car* são estatisticamente iguais.
- Uma variação de 1% no volume de transacções em ATM (*atm*) induz uma variação positiva estimada na procura de notas e moedas de, aproximadamente, 0,502% usando o estimador SOLS, de 0,635% recorrendo ao estimador DOLS e de 0,567% considerando o estimador ADL. Mais uma vez, provas estatísticas sustentam a igualdade das três estimativas.
- Finalmente, as estimativas da elasticidade de longo prazo de *pos* são negativas, o que está em linha com a teoria, pois, o sinal negativo sugere que aumento do volume de transacções em POS contribui para a redução da procura de notas e moedas pelo público. Entretanto, no caso vertente, apesar de concordar com a plausibilidade económica, como já foi referido anteriormente, o seu impacto é estatisticamente insignificante.

4.4.2 Modelo de Correção de Erro

A estimação do modelo de correção de erro (MCE) condicional pode ser feita a partir de dois métodos diferentes. No primeiro, no método num só passo, o MCE condicional é obtido a partir da estimação do modelo ADL(r,s) parametrizado sob forma de Bärdsen. Nestes termos, a partir da tabela 3 podem-se extrair as estimativas do MCE condicional estimado a um passo. O segundo, o método de dois passos (de Engle-Granger): no primeiro passo estimam-se as regressões SOLS e DOLS com o objectivo de obter os respectivos resíduos. O segundo passo consiste na estimação

do MCE condicional, propriamente dito, em que se inclui também como regressor os resíduos SOLS ou DOLS obtidos no primeiro passo (estimativas do erro de equilíbrio).

A tabela 5 apresenta os MCE condicionais obtidos pelo método de dois passos.

Tabela 5: Modelos de correção de erro

Regressando: Δnmc						
Regressor	SOLS			DOLS		
	Coef.	Erro padrão	Valor-p	Coef.	Erro padrão	Valor-p
C	-0,001	0,004	0,841	-0,003	0,005	0,555
\hat{v}_{t-1}	-0,232	0,045	N/D	-0,207	0,063	N/D
Δnmc_{t-1}	0,418	0,075	0,000	0,505	0,088	0,001
Δnmc_{t-3}	0,257	0,070	0,000	0,158	0,073	0,034
Δnmc_{t-4}	0,139	0,064	0,033	0,202	0,085	0,020
Δnmc_{t-5}	0,317	0,077	0,000	0,155	0,089	0,085
Δpib	0,262	0,067	0,000	0,126	0,076	0,102
Δpib_{t-4}	-0,161	0,053	0,003	-0,293	0,071	0,000
ΔTJ_{t-1}	-0,018	0,004	0,000	-0,019	0,004	0,003
ΔTJ_{t-2}	-	-	-	0,010	0,005	0,031
Δcar_{t-3}	0,425	0,088	0,000	0,491	0,095	0,000
Δatm	0,109	0,026	0,000	0,073	0,030	0,019
Δatm_{t-2}	-0,171	0,033	0,000	-0,128	0,034	0,000
Δatm_{t-3}	-0,289	0,042	0,000	-0,265	0,047	0,000
Δatm_{t-4}	-0,147	0,045	0,001	-0,110	0,048	0,024
Δpos_{t-1}	-0,035	0,030	0,243	-	-	-
Jan	-0,119	0,015	0,000	-0,129	0,014	0,000
Mar	-	-	-	0,025	0,012	0,043
Mai	-	-	-	0,028	0,017	0,102
Jun	0,089	0,013	0,000	0,082	0,014	0,000
Jul	0,047	0,011	0,000	0,032	0,011	0,007
T	102			101		
R^2	0,8924			0,8847		
s	0,0159			0,0166		
F	40,9637			32,7172		

De acordo com a tabela, os regressores têm capacidade significativa para explicar Δnmc , uma vez que em ambos casos (MCE-SOLS e MCE-DOLS) o teste-F, de significância global rejeita a hipótese nula de insignificância estatística conjunta das estimativas. Sob o ponto de vista individual, evidências empíricas apontam para a insignificância estatística de algumas estimativas ao nível habitual de 5% que, mais uma vez, foram mantidas para melhorar o nível de especificação dos modelos. Por seu turno, os coeficientes de determinação (embora não sejam de particular relevância para a análise da regressão) indicam que, em cada um dos modelos, pouco

mais de 88% da variação da primeira diferença das notas e moedas em circulação é explicada pelos regressores considerados na especificação dos modelos.

Nos dois modelos as estimativas dos coeficientes de ajustamento de curto prazo (para o equilíbrio) são estatisticamente significativas e apresentam o sinal (negativo) esperado, o que mostra a tendência para alcançar a relação de equilíbrio de longo prazo. Com efeito, pouco mais de 20% do desequilíbrio na procura de notas e moedas no período anterior tende a ser corrigido no período de um mês. Quanto à dinâmica de curto prazo, somente o volume de transações em ATM (*atm*) e o *pib* apresentam multiplicadores de curto prazo significativos; nas restantes variáveis estes multiplicadores são estatisticamente insignificantes ao nível de 5%.

Em relação ao diagnóstico, os testes RESET não rejeitam a hipótese nula de correcta especificação dos modelos e, os testes de Breusch-Godfrey não detectam sinais de presença de autocorrelação até à ordem 12. Por seu turno, os testes ARCH e os testes de heteroscedasticidade de Breush-Pagan (incluindo os testes de White sem produtos cruzados) também não rejeitam a hipótese nula de variância homoscedástica. Adicionalmente, a análise empírica revela que os testes de normalidade de Jarque-Bera são favoráveis a hipótese nula de normalidade dos resíduos.

Tabela 6: Testes de diagnóstico dos MCEs

Teste	SOLS		DOLS	
	Valor	Valor-p	Valor	Valor-p
Autocorrelação	14,5532	0,267	21,049	0,050
ARCH	16,670	0,162	12,912	0,376
Heteroscedasticidade (BP)	15,043	0,592	19,143	0,448
Normalidade	0,460	0,795	0,074	0,964
RESET	1,757	0,284	1,102	0,297

Ainda no âmbito da especificação, em modelos de séries temporais importa proceder à análise de estabilidade da estrutura e previsão, realizando o teste de estabilidade dos parâmetros. Este teste assume particular importância no âmbito da "crítica de Lucas", segundo a qual a previsão baseada em dados históricos pode ser inválida se alguma mudança de política alterar o relacionamento entre as variáveis. Isto é, se o

relacionamento entre as variáveis for sensível à mudança de política, então alteração no relacionamento histórico entre elas pode mudar o relacionamento futuro. Nestes termos, o modelo econométrico não servirá para efeitos de previsão.

Para a análise da estabilidade recorreu-se aos testes de Chow e QLR⁶ (de Quandt e Andrews). Por exemplo, dividindo a amostra em duas sub-amostras, a hipótese nula será da igualdade de vectores de coeficientes destes dois períodos (sub-amostras) diferentes, isto é, $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta$, contra a alternativa $H_1 : \beta_1 \neq \beta_2$. O teste de Chow baseia-se na estatística-F usual e assume que a data de quebra é conhecida (não conhecendo a data de quebra é frequente recorrer a dois procedimentos: escolha arbitrária da data de quebra e "caça" às quebras). No teste QLR a data de quebra não é conhecida *a priori*, e a respectiva distribuição não é *standard*. A data de quebra ou ponto de mudança estrutural (T_b) é obtida a partir do produto de uma fracção (π) pela dimensão da amostra ($T_b = \pi * T$), $\pi \in \Pi \subset [0, 1]$. A expressão do teste QLR é dada por

$$QLR = SupW = MAX_{\Pi} \frac{T[e'_*e_* - e'_1e_1 - e'_2e_2]}{e'_1e_1 + e'_2e_2} \quad (13)$$

onde e'_*e_* , e'_1e_1 e e'_2e_2 representam, respectivamente, somas dos quadrados de resíduos da regressão com toda a amostra e de regressões auxiliares (estimadas usando sub-amostras) e T é o número de observações. Uma vez que a data de quebra não é conhecida, isto é, ela passa a ser também um parâmetro a estimar a partir dos dados, então o procedimento implica calcular várias estatísticas e posteriormente escolhe-se a suprema (máxima). Na prática não se calcula para todos os pontos possíveis, na medida em que é frequente considerar-se $\Pi = (0, 15, 0, 85)$, o que exclui a possibilidade de haver quebras de estrutura no princípio e no fim da amostra.

Para a realização do teste de Chow, não tendo acontecido algo extraordinário⁷ que

⁶A decisão do teste é feita em função dos valores críticos assintóticos propostos por Andrews.

⁷Acontecimentos que podem ter influenciado as notas e moedas em circulação ocorreram apenas no início da amostra: 1) A adopção do fundo de financiamento de iniciativa local em 2006; 2) A expansão dos serviços do Banco de Moçambique, com a abertura de cinco Agências (actualmente Filiais) entre finais de 2006 e meados de 2007.

pudesse conduzir à determinação de uma possível data de quebra de estrutura, foi escolhida arbitrariamente a data de quebra, o que implicou realizar a análise dividindo a amostra em duas partes iguais. Para os dois modelos (MCE-SOLS, MCE-DOLS) os testes de Chow não rejeitaram as hipóteses nulas de ausência de quebras de estrutura. De igual forma, os testes QLR também não rejeitaram as hipóteses nulas de ausência de quebras de estrutura no intervalo $\Pi = (0, 15 \ 0, 85)$.

4.4.3 Abordagem VAR

Na presente subsecção aborda-se, de forma muito simples, o modelo VAR que tem a particularidade de tratar todas as variáveis simetricamente, isto é, sem impor qualquer restrição quanto à endogeneidade e à exogeneidade das variáveis e, permite avaliar o impacto dinâmico das perturbações aleatórias sobre o sistema de variáveis. Frequentemente, na especificação do modelo VAR levantam-se as seguintes questões: 1) Sobreparametrização, devido ao elevado número de parâmetros a estimar; 2) Colinearidade entre os regressores, o que pode invalidar os usuais testes-t; e 3) Estacionaridade das séries, havendo autores que recomendam a estimação do VAR com variáveis em níveis, mesmo que as séries sejam $I(1)$, o que invalidaria os testes usuais. Assim, tendo em conta que a dimensão da amostra é relativamente reduzida, com vista a atenuar o problema de sobreparametrização, para a estimação do VAR foi redimensionado o número de variáveis em função dos resultados das estimações efectuadas anteriormente, tendo sido consideradas as seguintes: *nmc*, *pib* e *atm*, portanto, um VAR tridimensional. Nestes termos, foi estimado o VAR(1) em que, para além das variáveis já referidas também foram incluídas as *dummies* mensais como variáveis exógenas.

Quanto ao diagnóstico do modelo, as provas estatísticas foram favoráveis à ausência de autocorrelação residual até à ordem 12 ao nível de significância de 5%, enquanto os testes de normalidade multivariada rejeitaram a hipótese nula de os erros apresentarem distribuição gaussiana multivariada. Por seu turno, o teste de heterosce-

dasticidade de White, com produtos cruzados, não rejeitou a hipótese nula de erros homoscedásticos não condicionais nas equações do VAR ao nível habitual de 5%. Em muitas aplicações, com a estimação do modelo VAR pretende-se estudar as relações de interdependência existentes entre as variáveis, com recurso à análise da causalidade à Granger, análise de funções de resposta a impulsos e a decomposição da variância dos erros de previsão. Uma vez que o enfoque do presente estudo se centra na análise dos impactos que as demais variáveis exercem sobre as *nmc*, na tabela 7 foi privilegiada a apresentação da função de resposta acumulada desta variável a impulsos generalizados, que tem a particularidade de não depender do ordenamento das variáveis no VAR.

Tabela 7: Resposta acumulada de *nmc* a impulsos generalizados

Período	<i>nmc</i>	<i>pib</i>	<i>atm</i>
1	0,019340	0,000298	0,001677
3	0,057125	0,001236	0,005912
6	0,112105	0,003276	0,013703
9	0,165628	0,005813	0,022433
10	0,183218	0,006732	0,025456

De acordo com a tabela 7 a procura de notas e moedas responde positivamente às suas próprias inovações; de igual modo, responde positivamente às inovações no *pib* e às inovações no volume de transacções em ATM (*atm*). De referir que os resultados da presente análise estão em linha com os obtidos nas análises anteriores.

5 Conclusões

O objectivo do presente estudo é o de analisar o impacto dos instrumentos de pagamento electrónico sobre a procura de notas e moedas (em circulação) em Moçambique no período de 2005M01 a 2013M12. Como variáveis de interesse foram considerados a quantidade de cartões de débito e de crédito, o volume de transacções realizadas em ATM e o volume de transacções realizadas em POS. Foram também

incluídas variáveis de controlo, nomeadamente, o PIB e a taxa de juro de operações passivas dos bancos comerciais a três meses. O modelo ADL na forma de Bårdsen constituiu o principal alicerce para a realização do estudo empírico.

Ciente de que a amostra usada não é suficientemente longa, o que retira alguma "confiança" quanto à precisão das estimativas, sobretudo quando o foco da análise incide sobre a relação de longo prazo, importa anotar as principais conclusões do estudo nos seguintes termos:

1. Os resultados da abordagem *Bounds Testing*, robustos ao ponto sensível de as séries serem $I(0)$ ou $I(1)$, favorecem claramente a hipótese de existência de relação de equilíbrio longo prazo, pois são estatisticamente significativos mesmo ao nível de 1%.
2. As estimativas da elasticidade de longo prazo de *car* apresentam sinal positivo. O impacto positivo está em linha com o resultado do estudo realizado no Irão, onde paralelamente a Moçambique, o efeito do uso de cartões em operações de levantamento de numerário se sobrepõe ao efeito do uso em outros serviços nas ATM e pagamentos via POS. Entretanto, não corrobora o sinal negativo encontrado nos resultados dos estudos realizados na Turquia e Jamaica em que, apesar dos impactos terem sido ténues, os cartões concorrem para a redução da procura de numerário. De facto, num cenário em que se assiste a massificação do uso de cartões, estes tornam-se, efectivamente, substitutos de numerário o que se traduziria na redução de saldos médios por levantamento, no pagamento de serviços via ATM entre outros serviços e, nos pagamentos das compras através de POS. Entretanto, no caso de Moçambique, a fraca densidade da rede de ATM e POS, a deficiente operacionalidade dos dispositivos existentes, estando frequentemente "sem sistema", limitam a efectiva utilização de cartões. Por outro lado, frequentemente, quando os cartões são utilizados, há tendência de levantar montantes acima do necessário. Adicionalmente, os bancos comerciais tendencialmente providenciam denominações

de maiores valores faciais nas ATM (200 MT e 500 MT) o que, de acordo com Takala e Virén (2007), eleva o valor mínimo por levantamento e representa uma espécie de custo de transacção implícito para o público.

3. O sinal positivo das estimativas da elasticidade de longo prazo de *atm* revela a maior conveniência que as ATM proporcionam para o público de dispor de numerário. Note que, com a excepção *pib*, somente *atm* apresenta multiplicador de impacto consentâneo com os resultados de estudos realizados em países como Nigéria, Turquia, Irão, Jamaica e Tailândia, todavia, contrário com as evidências encontradas num estudo realizado na Bélgica. Com efeito, tal como acontece em Moçambique, por exemplo, Hataiseree e Banchuen (2010) referem que, na Tailândia, em períodos de pagamento de salários, se assiste a longas filas em ATM para efeitos de levantamento de numerário, o que confirma o facto das ATM ainda serem, "por excelência" canais de levantamento de numerário em países de economias menos avançadas.
4. As estimativas da elasticidade de longo prazo de *pos* apresentam sinal negativo. Com a excepção da Nigéria, onde o impacto estimado foi inconsistente com o esperado, os resultados de estudos realizados em outros países também mostram que volumes de transacções em POS concorrem para a redução de procura de notas e moedas. Entretanto, apesar do sinal negativo, as estimativas apresentam magnitudes menores e não são estatisticamente significativas na dimensão de 5%, o que mostra que pagamentos em POS ainda são insignificantes para reverter o sentido da procura de notas e moedas. Entretanto, do estudo conduzido pela Finmark Trust, de Dias, Sanford e Dermish (2012), entre outros, podem reter-se dois aspectos que tendem a concorrer para o uso de POS em Moçambique, nomeadamente: pagamento de montantes elevados, evitando o manuseamento de numerário e pagamento de montantes reduzidos, cujos levantamentos seriam impossíveis em ATM devido a exigência de valor

mínimo por levantamento (como já foi referido os bancos tendem alimentar as ATM com denominações de valores faciais elevados).

5. Em geral, as estimativas das elasticidade de longo prazo associadas aos instrumentos de pagamento electrónico considerados neste estudo (*car*, *atm* e *pos*) sugerem que ainda não estão sendo exploradas as potencialidades e, consequentemente os ganhos económicos que se esperam com a introdução destes instrumentos. Esta constatação é frequente nos países de economias menos avançadas em que o impacto mais visível se centra nas operações de levantamentos em ATM, isto é, as longas filas para levantamento de numerário nos balcões dos bancos comerciais tendem a ser substituídas por longas filas em ATM. Tal como ocorre em Moçambique, Yazdandoust, Samimi e Tehranchian (2012) referem que, no Irão, a insignificância destes instrumentos para reverter a tendência da procura da moeda, deve-se entre outros motivos, à sua fraca aceitação como instrumentos de pagamento, com maior impacto nos pagamentos em POS, à fraca rede de infraestruturas e ao fraco desenvolvimento do comércio electrónico. Na mesma perspectiva, Reid (2008), no estudo que conduziu na Jamaica, concluiu que o impacto esperado dos meios de pagamento alternativos sobre a procura da moeda na Jamaica não foi tão significativo como era esperado devido, sobretudo, à lentidão que o público leva para assimilar e se habituar a novos métodos de pagamento, às comissões que os bancos aplicam ao aceder às ATM e POS, bem como ao anonimato do numerário que continua a ser preferido por algum público, principalmente em países onde predomina o comércio informal.
6. As estimativas do coeficiente do mecanismo de correcção de erro apresentam o sinal (negativo) esperado, e testes estatísticos indicam que elas são estatisticamente significativas. De um modo geral, os efeitos do *feedback* negativo incorporados nos MCE condicionais sugerem que pouco mais de 20% do de-

sequilíbrio na procura de notas e moedas, do período anterior tende a ser "corrigido" no período de um mês.

7. Quanto à dinâmica de curto prazo, como já foi referido, somente *atm* e *pib* apresentam estimativas de multiplicadores de impacto significativos a nível de 5%. Nas restantes variáveis os multiplicadores são estatisticamente insignificantes àquele nível. No caso do *pib*, sendo *proxy* da actividade económica, as magnitudes das estimativas do seu multiplicador de curto prazo sugerem a sua relativa influência na procura de notas e moedas. Entretanto, sob o ponto de vista estatístico, as estimativas obtidas a partir dos três MCE condicionais (um, a um passo e, dois, a dois passos) não são unânimes em suportar o seu impacto ao nível habitual de 5%.
8. A análise da função de resposta a impulsos generalizados extraída do modelo VAR tridimensional (estimado somente com *nmc*, *pib* e *atm*) permite reter que a procura de notas e moedas responde positivamente às suas próprias inovações, responde com sinal idêntico às inovações do *pib*, bem como às inovações do volume de transacções em ATM.
9. Quanto à previsão, conforme o anexo B.3, o MCE condicional (seguido pelo modelo VAR) apresenta o melhor desempenho na previsão da procura real de numerário.

Finalmente, importa referir que o presente estudo constitui o ponto de partida para a realização de estudos similares no futuro, esperando-se que sejam conduzidos com amostras mais longas, bem como a separação dos dois tipos de cartões considerados neste estudo, com vista a captar os seus efeitos específicos. Coloca-se também em perspectiva a realização de um estudo no âmbito microeconómico que, normalmente, requer mais tempo para a recolha de dados em unidades seccionais.

Anexos

A Testes de raízes unitárias

De acordo com Greene (2003), uma série y_t , não estacionária, é integrada de ordem d , com representação $y_t \sim I(d)$, se ela só se torna estacionária quando diferenciada d vezes. O número de diferenças necessárias corresponde ao número de raízes unitárias. Por conseguinte, realizar testes de raízes unitárias é um procedimento estatístico que permite determinar a estacionaridade de uma série. Existem vários testes de raízes unitárias. No presente estudo foram usados o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller), o teste PP (Phillips-Perron) e o teste KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin). Os dois primeiros testes (ADF e PP) são conhecidos, efectivamente, por testes de raízes unitárias, isto é, sob a hipótese nula, a série é não estacionária, pelo que as respectivas distribuições não são *standard*. O teste KPSS é conhecido por teste de estacionaridade, uma vez que sob a hipótese nula, a variável de interesse é estacionária. A tabela 8 apresenta os resultados dos testes de raízes unitárias, ressaltando que a escolha da ordem de defasamento foi feita com recurso ao procedimento GTS ($t - sig$) complementado com os testes de autocorrelação. Com a excepção da série TJ que não apresenta tendência, nas restantes foi considerado o termo de tendência.

Tabela 8: Testes de raízes unitárias

Teste	em nível			em 1 ^a diferença		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
<i>nmc</i>	-3,425*	-2,900	0,165*	-	-9,520**	0,120
<i>pib</i>	-4,720**	-3,863*	0,019	-	-	-
<i>TJ</i>	-3,129*	-1,644	0,342	-	-8,780**	-
<i>car</i>	-1,495	-1,538	0,148*	-10,079**	-10,078**	0,082
<i>atm</i>	-2,156	-4,283**	0,191*	-4,899*	-	0,097
<i>pos</i>	-1,920	-3,28	0,110	-5,248**	-15,035**	-

Nota: "***" e "**"denotam rejeição de H_0 nas dimensões de 1% e 5%, respetivamente.

Considerando a dimensão de 5%, da leitura da tabela 8 constata-se que a análise

empírica resultante dos três testes é unânime em concluir que as séries *pib* e *car* parecem ser $I(0)$ e $I(1)$, respectivamente. Entretanto, enquanto o teste ADF suporta provas estatísticas de que a série *nmc* é $I(0)$, os testes PP e KPSS sugerem que ela é integrada, isto é, $I(1)$. Os testes ADF e KPSS suportam provas estatísticas de que a série TJ é estacionária, enquanto o teste PP suporta a hipótese de haver uma raiz unitária nesta série. Em relação à série *atm*, a tabela mostra que os testes ADF e KPSS suportam provas estatísticas de que a série é $I(1)$, contrariando o teste PP que sugere que ela é $I(0)$. Finalmente, os testes ADF e PP suportam provas estatísticas de haver uma raiz unitária na série *pos*, contrariamente ao teste KPSS, cujo resultado sugere a estacionaridade da série.

Não havendo unanimidade nos resultados fornecidos pelos três testes, a razoabilidade aconselha considerar resultados coincidentes em pelo menos dois testes.

Importa anotar que os testes estatísticos não são infalíveis, sendo frequentemente afectados pela fraca potência e também condicionados pelo problema de controle da dimensão, pelo que a falha dos testes prévios (*pre testing*) pode ter implicações nos resultados do estudo a ser conduzido. Entretanto, no caso vertente, esta miscelânea de níveis de integração nas séries constitui "campo fértil" para a implementação da abordagem *Bounds Testing*, que apresenta resultados robustos a possíveis falhas que possam ter ocorrido no *pre testing*, isto é, se as séries são $I(0)$ ou $I(1)$.

B Previsão

Em muitas aplicações a modelação envolvendo séries temporais também tem em vista a realização de previsões. O futuro é incerto, uma vez que nunca se tem informações sobre inovações ou choques futuros. Adicionalmente, nunca se conhece o verdadeiro processo de geração de dados, o que implica incorrer frequentemente em erros de amostragem na estimação e, conseqüentemente em erros de previsão. Nestes termos, havendo uma gama variada de modelos cabe ao analista escolher

aquele que melhor se adequa à previsão da série em estudo.

No âmbito da previsão, importa apontar duas abordagens, nomeadamente: a abordagem univariada ou extrapolativa em que, o comportamento da série depende exclusivamente da sua história passada e dos valores corrente e passados de um erro estocástico que se assume evoluir segundo um processo ruído branco. A especificação do modelo não depende, *a priori*, de hipóteses baseadas na teoria económica, o que minimiza possíveis problemas associados com a estimação do modelo estrutural; e a abordagem multivariada, em que a previsão da série é feita em função dos seus próprios valores passados e dos valores históricos de outras variáveis que se assumem terem relação com a variável de interesse, para além dos valores corrente e passados de um erro estocástico, também assumido evoluir segundo um processo ruído branco.

Na presente secção são lançados alicerces com vista a avaliar a capacidade preditiva dos modelos MCE⁸, VAR, Autoregressivo, ARMA, e Passeio Aleatório. Os primeiros dois modelos (MCE e VAR) já foram abordados nas secções anteriores, os modelos Autoregressivo (AR), ARMA (Autoregressivo e Média Móvel) e Passeio Aleatório serão objecto de referência, embora não exaustiva, nas secções que se seguem.

Para a realização da previsão, primeiro, procedeu-se à truncagem das últimas seis observações da amostra original (2013M07 a 2013M12). De seguida, reestimaram-se os modelos considerando a amostra de 2005M01 a 2013M06. Reestimados os modelos, foram simuladas as previsões para o período truncado. Por fim, foram calculados os erros de previsão (desvios entre os valores observados e correspondentes previsões) e as medidas de avaliação dos erros de previsão. O princípio da previsão baseou-se no valor esperado condicional em que, por exemplo, a previsão do valor futuro a um passo, \hat{y}_{t+1} , é feita em função do conjunto informativo⁹ disponível, X_t ,

⁸Foi escolhido o MCE estimado em um passo que apresentou as melhores previsões em relação aos MCE estimados em dois passos.

⁹Na previsão multivariada, havendo variáveis exógenas para a previsão da variável de interesse, ter-se-á de prever (propor cenários), *a priori*, valores para estas variáveis para o período em que se pretende prever a variável de interesse.

de todas variáveis com impacto sobre y_t , até a data t , isto é, $\hat{y}_{t+1|t} = E(y_{t+1}|X_t)$.

B.1 Modelo autoregressivo e médias móveis

Começa-se pelo modelo autoregressivo de ordem p , $AR(p)$, onde o valor corrente de y_t é gerado a partir dos seus valores históricos até p defasamentos e uma inovação aleatória corrente, conforme a expressão que se segue:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)y_t = c + \varepsilon_t, \quad (14)$$

em que a condição necessária (não suficiente) para a estabilidade do modelo é: $\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p < 1$. Voltando para a variável de interesse foi considerado um modelo autoregressivo inicial de ordem $p = 9$, a simplificação sequencial usando o procedimento GTS (*t - sig*) para eliminar defasamentos insignificantes conduziu ao seguinte modelo:

$$nmc_t = 0,80 + 1,112nmc_{t-1} - 0,115nmc_{t-5} + \sum_{i=1}^{11} \hat{\lambda}_i D_{it} + \hat{\varepsilon}_t \quad (15)$$

onde D_{it} ($i = 1, 2, 3, \dots, 11$) representam *dummies* mensais. O modelo ajusta-se bem aos dados ($R^2 = 0,998$) e não apresenta sinais de autocorrelação: $BG_{(12)} = 10,335(0,587)$, também não rejeita a hipótese de variância homoscedástica. Todavia está muito próximo da fronteira de não estacionaridade, pelo que apresenta um comportamento de reversão para a média muito ténue.

Entretanto algumas séries podem ser representadas por um processo média móvel $MA(q)$ dado pela expressão, $y_t = \mu + (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q)\varepsilon_t$. Outras admitem qualquer uma das duas representações (autoregressiva e média móvel). Todavia, frequentemente incorre-se em sobreparametrizações e, conseqüente perda de eficiência na estimação. Nestes termos, para obter um modelo mais parcimonioso, foi estimado o modelo que inclui os factores autoregressivos e médias móveis, o modelo ARMA.

Contrariamente à abordagem efectuada na estimação do modelo $AR(p)$, a especificação e estimação do modelo ARMA seguiu a metodologia de Box-Jenkins em que, de acordo com Caiado (2011), a análise incide sobre a correlação entre os pares de valores desfasados da série (função de autocorrelação - FAC) e da correlação condicional (função de autocorrelação parcial - FACP) e, assume que estas correlações se mantêm no futuro. A análise das FAC e FACP conduziu à especificação do modelo SARIMA $(1,1,1)(0,1,1)_{12}$ com a seguinte representação:

$$(1 - \phi_1 L)(1 - L)(1 - L^{12})nmc_t = (1 - \theta_1 L)(1 - \Theta_1 L^{12})\varepsilon_t, \quad (16)$$

em que ϕ_1 representa o parâmetro autoregressivo, θ_1 representa o parâmetro de média móvel, sendo Θ_1 , o parâmetro de média móvel sazonal. A estimação do modelo conduziu às seguintes estimativas: $\hat{\phi}_1 = 0,322$, $\hat{\theta}_1 = -0,108$ e $\hat{\Theta}_1 = -0,863$. A expressão (16) mostra que as observações vizinhas (nmc_t e nmc_{t-1}) estão relacionadas, assim como as observações espaçadas s períodos sazonais (y_t e y_{t-12}), com largas implicações na previsão se a sazonalidade não for estacionária.

B.2 Modelo de passeio aleatório

De acordo com Wei (2006), no modelo de passeio aleatório o valor da série (y_t) no momento t é dado pelo seu valor no período anterior (y_{t-1}) adicionado ao choque aleatório (ε_t), podendo ou não incluir a deriva (β), conforme a expressão, $y_t = \beta + y_{t-1} + \varepsilon_t$. Por exemplo, assumindo a nulidade do valor esperado do choque aleatório futuro (ε_{t+1}), para um passeio aleatório sem deriva ($\beta = 0$), a previsão óptima a um passo (\hat{y}_{t+1}) seria igual ao seu valor corrente (y_t). Outrossim, por ser um processo não estacionário, o passeio aleatório não apresenta comportamento de reversão para a média. Com efeito, segundo Caiado (2011), o passeio aleatório geralmente apresenta movimentos de tendência crescente ou decrescente em períodos longos seguidos de mudanças bruscas de sentido imprevisíveis e flutua dentro de intervalos de ampli-

tude crescente, pois diferentemente de processos estacionários (em que a variância dos erros de previsão é limitada), no passeio aleatório, a variância dos erros de previsão cresce com o horizonte de previsão.

A série *nmc* apresenta tendência crescente. Assim, optou-se por modelar o seu comportamento através de um passeio aleatório com deriva, tendo resultado a seguinte expressão:

$$nmc_t = 0,015 + nmc_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (17)$$

O modelo se ajusta bem aos dados ($R^2 = 0,991$) mas apresenta sinais de autocorrelação.

B.3 Análise da capacidade preditiva

A medida básica usada para a avaliação dos erros de previsão foi o erro quadrático médio (EQM) obtido a partir da expressão,

$$EQM = \frac{1}{h} \sum_{t=1}^h (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (18)$$

onde h representa o horizonte de previsão. Neste critério, o previsor óptimo minimiza o EQM. Entretanto, para reduzir a grandeza dos valores foi calculada a raiz do erro quadrático médio ($REQM = \sqrt{EQM}$). Segundo Caiado (2011), o EQM é largamente usado, todavia o seu desempenho é sensível a presença de previsões extremas (desastrosas). Nestes termos, também foi usado o critério de erro absoluto médio (EAM), cujo previsor óptimo minimiza o valor da estatística que é dada pela expressão:

$$EAM = \frac{1}{h} \sum_{t=1}^h |y_t - \hat{y}_t| \quad (19)$$

Foi igualmente calculado o erro percentual absoluto médio (EPAM) que tem a particularidade de traduzir o valor percentual absoluto médio dos desvios entre os valores

observados e as respectivas previsões, com a seguinte fórmula:

$$EPAM = \frac{1}{h} \sum_{t=1}^h \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| * 100 \quad (20)$$

A tabela 9 apresenta a procura real de notas e moedas no 2º Semestre de 2013, as previsões dos diferentes modelos, os erros totais de previsão (absolutos) e as medidas de avaliação dos erros previsão. A ordenação dos modelos foi feita em função da qua-

Tabela 9: Avaliação da capacidade preditiva

Mês	Observado	Previsões				
		MCE	VAR	AR(5)	SARIMA	P. Aleatório
Jul-13	20.433,09	20.007,32	20.405,44	20.496,38	20.148,73	19.911,14
Ago-13	19.859,87	19.931,17	20.534,53	20.618,87	20.701,92	20.743,14
Set-13	19.722,73	19.713,76	20.036,09	20.114,50	19.832,49	20.161,22
Out-13	19.853,86	19.606,69	19.720,21	19.683,36	19.720,94	20.022,00
Nov-13	20.331,07	20.324,83	20.357,55	20.353,78	20.335,49	20.155,00
Dez-13	21.794,20	21.929,35	21.627,63	21.522,05	21.657,82	20.639,57
Total	(Erro de Prev. Abs)	894,61	1.342,38	1.679,43	1.509,90	3.342,56
REQM		210,49	316,34	373,55	373,78	662,99
EAM		149,10	223,73	279,90	251,65	557,09
EPAM		0,73%	1,11%	1,39%	1,25%	2,71%

Fonte: Dados observados (procura real) resultantes da compilação do autor usando a série nominal das notas e moedas em circulação da base de dados do BM. Valores em milhões de Meticais.

lidade das suas previsões segundo a medida do REQM. De acordo com a tabela 9, no 2º Semestre de 2013, a procura real de notas e moedas seria melhor prevista através do MCE condicional, seguido pelo modelo VAR. Nos modelos univariados (SARIMA e AR(5)), enquanto o critério REQM confere o melhor desempenho, embora com margem mínima, para o modelo AR(5), os critérios EAM e EPAM conferem a melhor performance para o modelo SARIMA. Note-se o fraco desempenho do modelo de passeio aleatório. Do resto já era previsível na medida em que este modelo não contempla os efeitos sazonais presentes na série em análise.

Referências

- Assembleia da República (Moçambique). (1992). Lei nº1/92, de 3 de Janeiro.
- Caiado, J. (2011). *Métodos de Previsão em Gestão com Aplicações em Excel*. Edições Sílabo, Lisboa.
- Davidson, R. e MacKinnon, J. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press.
- Dias, D., Sanford, C., Dermish, A. (2012). *Mapping the Retail Payment Services Landscape Mozambique*. FinMark Trust.
- Favero, C. (2002). *Applied Macroeconometrics*. Oxford University Press.
- Ferreira, A. (2011). *A Introdução dos Cartões de Crédito em Portugal (1960-1975)*. Edições Afrontamento, Lda.
- Ferreira, P. (2013). *Princípios de Econometria*. Letras e Conceitos Lda.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 5th edition.
- Hataiseree, R., Banchuen, W. (2010). *The Effects of E-payment Instruments on Cash Usage: Thailand's Recent Evidence and Policy Implications*. Working Paper, Bank of Thailand.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton University Press.
- Hendry, D. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press.
- Humphrey, D., Hancock, D. (1998). *Payment Transactions Instruments and Systems: A Survey*. Journal of Banking and Finance.
- Lopes, A. S. (1999). *Modelos DL e ADL, raízes unitárias e cointegração: uma Introdução*. CEMAPRE, ISEG. Lisboa.
- Oliveiras, M., Santos, L., Fortuna, N. (2011). *Econometria*. Escolar Editora.
- Oyelami, L., Yinusa, D. (2013). *Alternative Payment Systems Implication for Currency Demand and Monetary policy in Developing Economy: A case*

- study of Nigeria*. International Journal of Humanities and Social Science. Vol. 3, N^o. 20.
- Pesaran, M., Shin, Y. (1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Cambridge University Press.
- Pesaran, M., Shin, Y., Smith, R. (2001). *Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*. Journal of Applied Econometrics 16.
- Pindyck, R., Rubinfeld, D. (1998). *Econometric Models and Economic Forecasts*, 4th ed. Irwin McGraw-Hill, Boston.
- Reid, K. (2008). *Estimating the Impact of the Alternative Means of Payment on Currency Demand in Jamaica*. Monetary Analysis and Programming Department. Bank of Jamaica.
- Rinaldi, L. (2001). *Payment cards and money demand in Belgium*. Working Paper, University of Leuven.
- Schmedel, H., Kastova, G., Ruttenberg, W. (2012). *The Social and Private Costs of Retail Payment Instruments a European Perspective*. ECB.
- Stix, H. (2004). *How Do Debit Cards Affect Cash Demand? Survey Data Evidence*. Working Paper 82. Oesterreichische Nationalbank.
- Takala, K., Virén, M. (2007). *Impact of ATMs on the Use of Cash*. Communications and Strategies, N^o 66. Filand.
- Tehranchian, A., Samimi, A., Yazdandoust, A. (2012). *The Impact of Modern Technology on Demand for Money in Iran*. Iranian Economic Review, Vol. 16, N^o. 32.
- Wei, W. (2006). *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*. 2nd Ed, Addison-Wesley.
- Wooldridge, J. (2009). *Introductory Econometrics: a Modern Approach*, 4th Ed. South-Western.
- Yilmazkuday, H. (2007). *The effects of credit and debit cards on the currency demand*. Vanderbilt University Paper.