

Девьяк Сречко, Андреж Грум (Словения)

Изменчивость обменных курсов и ее воздействие на управление рисками с использованием внутренних моделей в коммерческих банках

Финансовые рынки создают деловую среду для коммерческих банков. Изменение курсов ценных бумаг является важным атрибутом финансового рынка и определяется его размерами. Центральные банки осуществляют изменение курсов ценных бумаг в соответствии с монетарной политикой, основанной на активности рынка. То же самое относится и к рынкам иностранных валют, где центральный банк воздействует на деятельность рынка посредством обменных курсов. В соответствии с распоряжением Банка Словении, коммерческие банки этой страны в качестве альтернативы или в сочетании со стандартными методами могут применять внутренние модели с целью расчета требований к достаточности капитала для валютного риска и отдельных рыночных рисков. Если банки используют внутренние модели расчета капитала, все характеристики финансовых рынков должны быть включены во внутреннюю модель для обеспечения ее точности. Целью данной статьи является определение причин использования фактора ослабления или константы сглаживания (decay factor) во внутренних моделях небольших финансовых рынков при помощи тестирования в прошлом (back testing). Для точности тестирования используется линейное программирование.

Ключевые слова: монетарная политика, центральный банк, финансовые рынки, управление рисками, фактор ослабления (decay factor), внутренние модели, тестирование в прошлом (back testing).

Введение

В этой статье мы рассматриваем коммерческий банк в качестве финансового инвестора. При расчете капитала для валютного риска коммерческие банки могут использовать внутреннюю модель, которая является эффективным способом управления валютными рисками. Если коммерческие банки используют внутреннюю модель для управления рисками, то в качестве меры риска используется рисковая стоимость (VaR). Коммерческие банки обычно используют два разных принципа для расчета рискованной стоимости. Первый представлен историческим моделированием (historical simulation). Ко второму принципу относится дельта-нормальный анализ (delta normal approach). На практике чаще используют принцип исторического моделирования расчета рискованной стоимости из-за независимого распределения этого принципа. Дельта-нормальный принцип основан на многомерном распределении, что ведет к недооценке рисков. В случае необходимости коммерческие банки могут использовать временное взвешивание прибыли на общую сумму активов для лучшего оценивания рисков, которым эти банки подвергаются.

В соответствии с директивами 2000/12/ЕС, САД 93/6/ЕЕС и САД3, коммерческие банки могут использовать внутренние модели расчетов требований к капиталу для валютных и рыночных рисков. При применении модели рискованной стоимости (VaR) коммерческий банк использует

временные ряды для данных, которые должны охватывать не меньше одного операционного года. Временные ряды данных могут быть длиннее, но никогда не короче. Период эффективного наблюдения рассчитывается на основе средних лагов отдельных наблюдений. Этот период не может быть меньше шести месяцев (Базельский Комитет по банковскому надзору, 1996).

1. Теоретические основы

Холтон (1998) предлагает сценарии, которые могут адаптировать любые моменты (стандартное отклонение, четвертый центральный момент (куртозис) и корреляцию), а также другие параметры. Хулл и Вайт (1998 и 1998) разработали методику взвешивания, которая может сочетать только два момента. Холтон (1999) ввел методологию взвешенных сценариев, которая может быть использована в методе Монте-Карло для рискованной стоимости.

Ричардсон, Баудаук, Вайтлоу (1998) предложили гибридный подход, который сочетает два самых распространенных метода оценивания рискованной стоимости: классификацию рисков (RiskMetrics) и историческое моделирование. Они оценивают рискованную стоимость банковского портфеля, используя уменьшающийся вес для прошлых доходов, а затем подбирая соответствующий процентиль для эмпирического распределения. Эмпирические тесты показывают значительное улучшение в точности прогнозирования рискованной стоимости при использовании гибридного подхода. Данный подход особенно эффективен

для расчета рискованной стоимости асимметричных данных с быстро меняющимися моментами.

Хсуе, Шинг и Лин (2002) сравнивают точность разных методов исторического моделирования. Хсуе и Лин (2003) используют метод, основанный на оценивании максимальной вероятности дисперсии распределения ошибки в сочетании с историческим моделированием при расчете рискованной стоимости обменных курсов.

Процесс управления валютными рисками в коммерческом банке должен включать все факторы риска, которым подвергается банк. Каждый фактор риска управляется центральным банком и является функцией макроэкономических переменных. Стабильность валютных рисков относится к первоочередным задачам монетарной политики. Банк Словении после присоединения к европейскому механизму валютного курса ERM2 своей монетарной политикой поддерживает стабильный номинальный обменный курс. Политика регулирования процентных ставок также направлена на обеспечение стабильности обменных курсов. Стабильность обменного курса требует от коммерческих банков способности адаптироваться к торговле на валютных рынках. Центральный банк своей монетарной и валютной политикой определяет бизнес-среду коммерческого банка. Факторы риска в бизнес-среде коммерческого банка должны быть оценены программой оценивания рисков банка.

Для расчета требований к капиталу коммерческие банки могут использовать стандартную методологию или внутренние модели. При использовании внутренней модели коммерческий банк должен принять во внимание макроэкономическую среду. Более того, обменный курс по отношению к местной валюте определяется центральным банком. Обменный курс должен быть относительно изменчивым в зависимости от целей центрального банка. Если коммерческий банк управляет валютным риском при помощи внутренней модели, он должен адаптироваться к изменчивости обменного курса. Валютные рынки характеризуются ежедневным торговым объемом. Используя этот критерий, валютные рынки можно разделить на крупные и малые. На малых финансовых рынках можно ожидать значительные изменения курсов ценных бумаг и, в связи с этим, более высокую концентрацию доходов по ценным бумагам. Большую изменчивость можно показать при помощи эксцесса для функции распределения вероятности дохода. Деловая среда коммерческого банка определяется его клиентами и их спросом, а также центральным банком с его монетарной и валютной политикой. Последний фактор особенно важен.

Для эмпирического анализа были подобраны следующие пары валют: евро/словенский толар, евро/хорватская куна, евро/сербский динар, евро/чешская крона, евро/польский злотый. Тест Дурбина-Уотсона используется для выявления автокорреляции первого порядка. В данном исследовании рассматриваются обменные курсы с 28 июня по 30 декабря 2005 года. Дневные обменные курсы были использованы для расчета ежедневного дохода.

1.1. Тесты по автокорреляции и стационарности. Во временном ряду обменного курса евро/словенский толар при помощи теста Дурбина-Уотсона выявлена отрицательная автокорреляция первого порядка. Значение d-статистики составляет 3,023. Автокорреляционная диагностика для обменного курса евро/хорватская куна показывает, что для него автокорреляция первого порядка отсутствует, поскольку d-статистика Дурбина-Уотсона составляет 1,989. Автокорреляция первого порядка выявлена для временного ряда евро/сербский динар, поскольку значение d-статистики составляет 2,491. Для временных рядов евро/чешская крона и евро/польский злотый автокорреляция первого порядка не выявлена. Значение d-статистики для евро/чешская крона составляет 2,007, а для евро/польский злотый – 1,9633. В обоих случаях автокорреляция первого порядка отсутствует. Поэтому нулевая гипотеза теста Дурбина-Уотсона может быть отвергнута.

Автокорреляция первого порядка является причиной, по которой банк может решить использовать фактор ослабления (decay factor) в своей модели управления внутренними рисками. Кроме того, банку необходимо учитывать кластеризацию доходов. Предположим, что кластеризации доходов не происходит. В таком случае не нужно использовать фактор ослабления. Если есть признаки кластеризации доходов, то банк может столкнуться с временными субпериодами высокой дисперсии обменных курсов и с временными субпериодами низкой дисперсии обменных курсов. Мы будем тестировать кластеризацию доходов по обменным курсам с помощью концепции стационарности временных рядов. Если временные ряды стационарны, то среднее значение, дисперсия и автоковариация должны быть инвариантными.

В исследовании показано, что временные ряды обменных курсов выявили автокорреляцию первого порядка. Поэтому эти временные ряды являются нестационарными, поскольку они не отвечают требованиям автоковариации. Стохастический процесс стационарен, если нет временной автоковариации, а средние значения и дисперсия инвари-

антны. Чтобы понять, инвариантны ли во времени среднее значение и дисперсия, мы должны разбить рассматриваемый временной горизонт на два суб-периода. Временной горизонт разбивается на две

равные части. Первая включает половину временных рядов обменного курса, а вторая – вторую половину временных рядов.

Таблица 1. Независимый выборочный тест средних значений и дисперсии

		Тест Левене на равенство дисперсий		t-тест на равенство средних значений						
		F	Сигнум	t	df	Сигнум (двустороннее приближение)	Среднее происхождение	Среднеквадратическое отклонение	95% уровень доверительной области отклонения	
									Нижнее значение	Верхнее значение
Евро/словенский толар	Предполагаемые равномерные колебания	2,492	115	,263	392	793	,000003	,000012	,000021	,00002695
	Непредполагаемые равномерные колебания			,263	327,687	,793	,000003	,000012	,000021	,00002696
Евро/сербский динар	Предполагаемые равномерные колебания	4,492	,035	1,345	392	,180	,000315	,000234	,000146	,00077596
	Непредполагаемые равномерные колебания			1,345	368,929	,180	,000315	,000234	,000146	,00077605

Источник: данные базы Reuters и собственные расчеты автора с использованием SPSS 12.1 для Windows.

Перед тем, как тестировать предположение о разнице между средними значениями, необходимо провести анализ дисперсий. В данном исследовании тестирование равенства двух дисперсий будет выполнено с помощью теста Левене (Levene's Test). Нулевая гипотеза имеет следующую общую форму: $H_0 : \sigma_1 = \sigma_2$, а альтернативная гипотеза представлена в виде $H_1 : \sigma_1 \neq \sigma_2$. Для соотношения евро/словенский толар получаем следующий результат:

$$F_L = 2,492 < F_{(\alpha=0,05, m_1=1, m_2=392)} = 3,865 .$$

Нулевая гипотеза не может быть отвергнута. Дисперсии в двух временных субпериодах не отличаются, поэтому концентрация доходов не происходит. Мы не можем быть уверены, стационарно ли соотношение евро/словенский толар, так как данное исследование охватывает только два временных периода и игнорирует комбинацию всех остальных субпериодов.

Для соотношения евро/сербский динар тест Левене обнаруживает значительную разницу между дисперсиями для двух временных субпериодов.

Сравнивая ожидаемые доходы в двух временных субпериодах для евро/словенский толар и евро/сербский динар при помощи теста равенства средних значений, мы не обнаруживаем существенной разницы. Поэтому нельзя ни отвергнуть, ни подтвердить предположение о равных средних значениях $H_0 : \mu_1 = \mu_2$. Предположение верно только для отдельных временных субпериодов. Для полного подтверждения предположения об одинаковых средних значениях необходимо протестировать выборки всех временных субпериодов.

Для всех пар валют евро/хорватская куна, евро/чешская крона и евро/доллар США для тестирования стационарности временных рядов обменных курсов используется тест Дики-Фуллера (Dickey-Fuller test). Пусть Y будет временным рядом обменного курса, а u_t – корректирующим членом. В данном исследовании тест Дики-Фуллера применен по отношению к регрессии и имеет следующий вид (Гуярати, 1991):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t .$$

Таблица 2. Коэффициенты регрессии

Модель	Ненормированные коэффициенты		Нормированные коэффициенты	t	Сигнум
	B	Среднеквадратическое отклонение	Бета		
1 (постоянное значение)	,001	,001		1,102	,271
t	-3,38E-06	,000	-,049	-1,371	,171

Евро/доллар США (t-1)	-1,004	,050	-,711	-19,909	,000
-----------------------	--------	------	-------	---------	------

Источник: данные базы Reuters и собственные расчеты автора с использованием SPSS 12.1 для Windows.

Таблица 3. Анализ модели регрессии

Модель	R	R ²	Заданное значение R ²	Среднеквадратическое отклонение в оценке
1	,710 ^a	,504	,502	,00553

Примечание: ^a факторы прогнозирования: постоянное значение, евро/доллар США (t-1), t.

Источник: данные базы Reuters и собственные расчеты автора с использованием SPSS 12.1 для Windows.

Для пары валют евро/доллар США $t = \tau = -19,909$, что указывает на то, что нулевую гипотезу $H_0 : \delta = 0$ можно отвергнуть и принять альтернативную гипотезу $H_1 : \delta \neq 0$. Для остальных пар валют в финансовом анализе значение τ статистики соответствует неравенству $\tau \leq -19,513$. Для валютной пары евро/польский злотый $\tau = -19,513$. Все временные ряды обменных курсов стационарны.

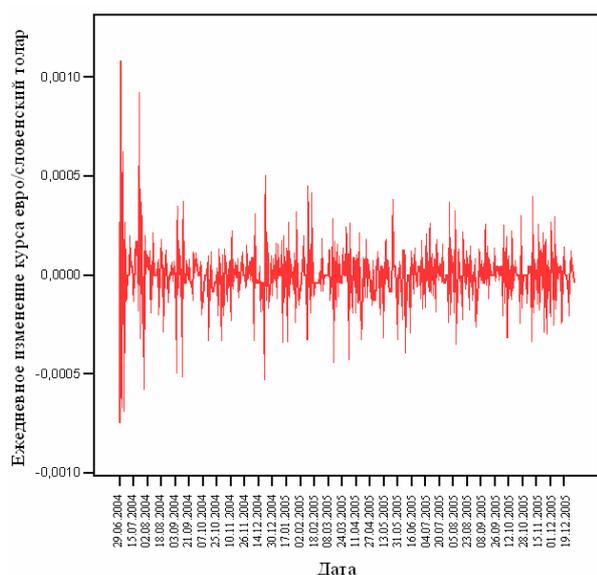
Если обнаружена кластеризация доходов, то необходимо применить фактор ослабления для улучшения точности оценивания риска. Значение используемого фактора ослабления находится в отрицательном соотношении с куртозисом функции распределения. Существование куртозиса означает, что доходы по активам не стационарны. Чем выше куртозис функции распределения дохода, тем меньше значение фактора ослабления. Если отсутствует эксцесс, то куртозис κ функции распределения дохода составляет $\kappa = 3$, а соответствующий фактор ослабления λ должен быть $\lambda = 1$. В таком случае уравнение имеет следующий вид:

$$\lim_{\kappa \rightarrow \infty} f(\lambda) = 0.$$

Таблица 4. Описательная статистика для доходов по обменным курсам

	Значение N	Стандартное значение	Коэффициент эксцесса	
	Статистические данные	Статистические данные	Статистические данные	Среднеквадратическое отклонение
1. Евро/польский злотый	393	,00536	,454	,246
2. Евро/чешская крона	394	,00292	,975	,245
3. Евро/словенский толар	394	,00012	21,000	,245
4. Евро/хорватская куна	394	,00204	,814	,245
5. Евро/сербский динар	394	,00233	4,280	,245
6. Евро/доллар США	396	,00553	,302	,245
Валидное значение N (согласно списку)	393			

Источник: данные базы Reuters и собственные расчеты автора с использованием SPSS 12.1 для Windows.



Источник: собственные расчеты автора.

Рис. 1. Изменение обменного курса евро/словенский толар после присоединения к европейскому механизму валютного курса ERM2

1.2. Моделирование и тестирование в прошлом (back testing). Предположим, что коммерческий банк использует внутреннюю модель для управления валютным риском. Если доход по обменным курсам изменчивый, то коммерческий банк должен учитывать это в своей модели. Тестирование в прошлом подтверждает существование кластеризации изменчивости прибыли. Тестирование в прошлом также показывает точность внутренней модели. В качестве критерия в нем используется рисковая стоимость (VaR). В соответствии с рисковой стоимостью кластеризация может означать высокую автокорреляцию риска. Если внутренняя модель коммерческого банка используется для управления валютным риском, то автокорреляция связана с автокорреляцией обменного курса

са. Оптимальным результатом тестирования в прошлом является равное распределение эксцессов в разных режимах изменчивости, что указывает на то, что рискованная стоимость чувствительна к рыночной конъюнктуре. Рыночная конъюнктура также представляет деловую среду коммерческого банка, и поэтому должна быть включена во внутреннюю модель.

1.3. Модель. Предположим, что коммерческий банк использует внутреннюю модель для управления валютными рисками. В данном случае он использует 250 значений факторов риска. Допустим, что μ – взвешенное среднее значение. N будет числом всех данных в рассматриваемых временных рядах, а n_i – числом данных во временных рядах, в которых i означает очередность. Получается следующее уравнение:

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^N n_i}{N} = \frac{N \cdot (N+1)}{2N} = \frac{N+1}{2} = \frac{250+1}{2} = 125,5.$$

Число данных во временных рядах не должно быть меньше 125,5. Это соответствует требованию, по которому период наблюдения не должен быть меньше шести месяцев (Базельский комитет по банковскому надзору, 1996).

Баудаук, Ричардсон и Вайтлоу (1998) предложили метод исторического моделирования (historical simulation), известного как модель BRW. Эта модель дает разные веса для прибыли в зависимости от времени. Последней прибыли r_t дан вес $a_1 = 1$, а прибыли до этого r_{t-1} дан вес a_2 , где $a_2 = a_1 \lambda$. λ представляет экспоненциальный фактор ослабления со значениями в интервале от 0 до 1.

Если коммерческий банк использует взвешивание времени, то мы имеем следующее уравнение:

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^N a_i \cdot n_i}{N} = \frac{a_1 + 2a_2 + \dots + 250a_{250}}{250}.$$

При использовании фактора ослабления λ уравнение будет иметь следующий вид:

$$\begin{aligned} \mu &= \frac{\sum_{i=1}^N a_i \cdot n_i}{N} = \frac{a_1 + 2a_2 + \dots + 250a_{250}}{250} = \\ &= \frac{a_1^{a_1=1} + 2 \cdot \left(\frac{1 \cdot \lambda = \lambda}{a_1 \lambda} \right) + 3 \cdot \left(\frac{a_2 = a_1 \lambda \Rightarrow a_2 \lambda = a_1 \lambda^2}{a_2 \lambda} \right) \dots + 250a_{250}}{250} = \\ &= \frac{1 + 2 \cdot \lambda + \dots + 250a_{250}}{250} \geq 125,5. \end{aligned}$$

Если последнее уравнение не работает, то коммерческий банк должен расширить временные ряды данных:

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^N a_i \cdot n_i}{N} = \frac{a_1 + 2a_2 + \dots + 250a_{250} + \dots + Na_N}{N} \geq 125,5.$$

Длина временных рядов может быть больше, поэтому μ может быть $\mu \geq 125,5$. Сумма всех

весов определяется уравнением $\sum_{i=1}^N a_i = 250$. Если

коммерческий банк использует более длинные временные ряды данных (250 операционных дней – минимальная длина временных рядов), то

уравнение $\sum_{i=1}^N a_i = 250$ может принять следую-

щий вид $\sum_{i=1}^N a_i \geq 250$. Минимальная сумма всех

весов должна быть не меньше 250. Но это не единственное ограничение при определении длины временных рядов. Другое ограничение связано с периодом наблюдения. Значение N соответствует решению следующей проблемы оптимизации:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^N a_i &\geq 250 \\ \mu &= \frac{\sum_{i=1}^N a_i \cdot n_i}{N} = \frac{a_1 + 2a_2 + \dots + 250a_{250} + \dots + Na_N}{N} = \\ &= \frac{a_1 \cdot (1 + 2\lambda + 3\lambda^2 + \dots + N\lambda^{N-1})}{N} \geq 125,5 \\ a_i &\geq 0 \forall i \in \{1, 2, \dots, N\} \\ N &\geq 0. \end{aligned}$$

Предположим, что $\lambda = 0,999$. Если коммерческий банк рассматривает только данные $N = 250$ во временных рядах обменных курсов, то мы получаем:

$$\sum_{i=1}^N a_i \geq 250,$$

$$\frac{1}{250} \sum_{i=1}^N a_i \geq 1,$$

$$\frac{1}{250} \sum_{i=1}^{250} a_i = \frac{1}{250} (1 + \lambda + \lambda^2 + \dots + \lambda^{250-1}) = 0,885187.$$

Результаты расчетов показывают, что длина временных рядов обменных курсов слишком мала и должна быть увеличена. Средняя длина временных рядов, где $N = 288$, составляет 119,6049. Теперь мы должны найти минимальную длину временных рядов:

$$\min \left(\frac{a_1 + 2a_2 + \dots + 250a_{250} + \dots + Na_N}{N} > 125,5 \right)$$

$$\min \left(\frac{a_1 + 2a_2 + \dots + 250a_{250} + \dots + Na_N}{N} > 125,5 \right) = 306.$$

Мы рассчитали решение проблемы оптимизации:

$$\sum_{i=1}^N a_i \geq 250,$$

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^N a_i \cdot n_i}{N} = \frac{a_1 + 2a_2 + \dots + 250a_{250} + \dots + Na_N}{N} = \frac{a_1 \cdot (1 + 2\lambda + 3\lambda^2 + \dots + N\lambda^{N-1})}{N} \geq 125,5,$$

$$a_i \geq 0 \forall i \in \{1, 2, \dots, N\},$$

$$N \geq 0,$$

где $\lambda = 0,999$, а $N = 306$.

Выводы

Целью данной работы является определение условий, при которых коммерческий банк должен применять фактор ослабления во внутренней модели управления валютными рисками. Мы показали, что к таким условиям относятся автокорреляция и стационарность. Была выявлена автокорреляция для валютных пар евро/словенский толар и евро/сербский динар. Эти валютные пары имели единичный корень из-за существующей автокорреляции первого порядка. Все остальные пары в данном исследовании были стационарны. Если временные ряды не стационарны, то необходимо использовать фактор ослабления. При этом должна быть увеличена длина временных рядов. Длина временных рядов может быть рассчитана с помощью математической модели оптимизации.

Список использованных источников

1. Basel Committee on Banking Supervision: Amendment to the capital accord to incorporate market risks, 1996.
2. Boudoukh J., Richardson M.P., Whitelaw R. The best of both worlds: A hybrid approach to calculating value at risk // Risk, 1998. – No. 5, pp. 64-67.
3. Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay C.A. The econometrics of financial markets. – Princeton: Princeton University Press, 1997. – 611 pp.
4. Dowd K.: Measuring Market Risk. – New York: John Wiley & Sons, 2nd edition, 2005.
5. Gujarati N. D.: Basic econometrics. – New York: McGraw-Hill, 1995. – 838 pp.
6. Holton G.A. Simulating value-at-risk // Risk 11, 1998 – No. 5, pp. 60-63.
7. Holton G.A. Simulating Value-at-Risk with Weighted Scenarios // Financial Engineering News, January 1999.
8. Hsieh C.-C., Lin C.-H. Applying Generalized Error Distribution to the historical simulation method for Value-at-Risk to improve performance of risk management of exchange rate// National Kaohsiung First University of Science and Technology, 2003.
9. Hsueh P.-H., Shyng W.-T., Lin C.-H. A Study on Estimating Value-at-Risk Model for US Dollars Against NT Dollars Exchange Rate by Historical Simulation Approach // National Kaohsiung First University of Science and Technology, 2002.
10. Hull J., White A. Value at risk when daily changes in market variables are not normally distributed // Journal of derivatives 5, 1998. – No. 3, pp. 9-19.
11. Hull J., White A. Incorporating volatility updating into the historical simulation method for value-at-risk // Journal of Risk 1, Fall 1998, pp. 5-19.
12. Jorion P. Value at risk: The new benchmark for controlling market risk. – New York: McGraw-Hill, 2001. – 543 pp.

Отримано 27.08.07.

Переклад з англ. К. Калиновського.